

Predicción del Precio de Acciones en Diferentes Períodos Contables: Evidencias en Subsectores del Agronegocio Brasileño.

Xiomara Esther Vazquez Carrazana- xesther68@gmail.com
Universidade Federal de Uberlândia

Gilberto José Miranda- gilbertojm@ufu.br
Universidade Federal de Uberlândia

Resumen

El objetivo de este estudio es identificar los indicadores relevantes para predecir el precio de las acciones considerando la influencia de dos momentos contables. Se utilizaron las empresas brasileñas pertenecientes a los sectores alimentos y bebidas y papel y celulosa que ofrecieron información para los 60 trimestres que están dentro de los períodos 2001-2007 y 2010-2017. Se aplicaron modelos ARIMA o modelo *Box-Jenkins* y modelos de regresión con el empleo de variable *dummy*. Los autores expresan su preferencia por la utilidad neta y la utilidad por acciones para realizar predicciones, la inclusión del rendimiento de la inversión en este estudio ofrece un resultado más confiable e integral ya que, a diferencia de la utilidad, este representa los resultados de la gestión sobre el capital invertido. Después de aplicados los métodos propuestos se observa que las variables utilizadas tienen posibilidad para predecir el precio de las acciones; el rendimiento de la inversión muestra relevancia sobre el resto de las variables solo en uno de los sectores estudiados; se comprobó que el cambio de período influye significativamente sobre estos resultados.

Palabras claves: Capitalización bursátil; Normativa contable; precio de las acciones.

Introducción

La oportunidad de escoger la mejor alternativa para los inversionistas se concreta mediante su acceso a información relevante sobre la situación económica de diferentes compañías (MARTINS, 2006).

Las instituciones ligadas al comité de pronunciamientos contables y el gobierno de Brasil trabajaron en el proceso de armonización de normas contable para contribuir al aumento de la relevancia de informacional (DIAS et al., 2008; GUIMARÃES, 2008; BARBOSA; DE OLIVEIRA; TABOADA, 2009). Después de un período de transición, que comprendió los años 2008 y 2009, los estados financieros de las empresas brasileñas que se publicaron a partir de enero del 2010 cerraron la primera fase de los cambios en la legislación que rigen las prácticas contables iniciada legalmente por la ley 11.638/07 rumbo a la convergencia de las normas internacionales de contabilidad (CALIXTO, 2010; SANTOS; CAVALCANTE, 2014).

Informaciones más cercanas a la realidad económica de los mercado es reconocido por los inversionistas como uno de los atributos de la información emanada de la nueva normativa contable (BARTH; LANDSMAN; LANG, 2008; MARTINS; KATSUMI; MIRANDA, 2011; ALVES; LEMES, 2011; VERAS; DA CUNHA; CUNHA, 2014). Es así, que muchos estudios afirman que el motivo principal para adoptar las normas internacionales de contabilidad consiste en ofrecer una información que aumente la confianza de los accionistas sobre sus ganancias futuras (LOPES; MARTINS, 2007; SANTANA; RODRIGUES; VASCONCELOS, 2014; GURGEL; LIMA, 2015).

Diversas investigaciones tratan sobre la influencia de la nueva normativa sobre la relevancia de la información contable, esta temática aún carece de consenso y es una de las cuestiones más importante y controvertida de la investigación contable internacional reciente (SILVA et al., 2017). Algunos estudios defienden un impacto positivo (HUNG; SUBRAMANYAM, 2007; BARTH; LANDSMAN; LANG, 2008; TSALAVOUTAS; ANDRÉ; EVANS, 2010; GARZA et al., 2017); otros apuntaron hacia la reducción de relevancia después de adoptadas estas normas (MORAIS; CURTO, 2007). Aunque llegar a un consenso sobre este particular sería difícil, la literatura nacional demanda de mayores estudios (DAMASCENA; DUARTE; PAULO, 2017).

La relevancia de la información contable ha sido caracterizada, desde una aproximación cuantitativa, como el efecto predictivo de la utilidad sobre el precio de las acciones (PENMAN; ZHANG, 2002; MARTINS; PAULO, 2010).

El **problema** delineado para esta investigación es el siguiente: Cuáles informaciones contables adquieren relevancia para los inversionistas después del cambio de normativa contable?

Las investigaciones relacionadas con este tema están basadas en la hipótesis de mercado eficiente, la cual afirma que los mercados reaccionan racionalmente a la llegada de nueva información y los precios de las acciones varían a medida que esta se recibe (GARZA et al., 2017), línea que se pretende continuar con el actual estudio.

La calidad predictiva de la información contable derivada de una nueva normativa continúa siendo un aspecto de difícil definición (HRIBAR; KRAVEL; WILSON, 2014; GARZA et al., 2017), los estudios sobre predicción del precio de las acciones para reducir el riesgo de los accionista, es un contenido que se declara insuficientemente tratado en la literatura económica actual (LANTO; SAHLSTRÖM, 2008; HAIL; LEUZ; WYSOCKI, 2010; LOPO; RAMOS, 2013; BRÜGGEMANN; HITZ; SELFHORN, 2013; VIEIRA; SILVA; LEMES, 2015).

Los autores expresan su preferencia por la utilidad neta y la utilidad por acciones para realizar estimativas de los indicadores relacionados con el mercado (PSAROS; TROTMAN, 2004; BARTH; LANDSMAN; LANG, 2008; NOGUEIRA et al., 2012; PIRES et al., 2017). Pocos estudios han utilizado el rendimiento de la inversión para valorar la calidad de la información contable (MORAIS; CURTO, 2007).

La inclusión del rendimiento de la inversión en este estudio ofrecerá un resultado más confiable e integral ya que, a diferencia de la utilidad, este representa los resultados de la gestión sobre el capital invertido. Bajo un contexto de cambio de la normativa contable este indicador se vuelve más susceptible al contar, en su fórmula de cálculo, con los valores del patrimonio en una relación inversa. Resultados empíricos demuestran que los valores del patrimonio se incrementaron, mientras que las ventas y la utilidad disminuyeron después de adoptadas las *IFRS* en una muestra de empresas del mercado alemán (HUNG; SUBRAMANYAM, 2007), los resultados de la investigación desarrollada por Da Cunha, Gomes y Veras (2013) en una muestra de empresas de Brasil, revelaron que los cambios en la forma de medición adoptada causó un aumento estadísticamente significativo en los valores del patrimonio.

Otros estudios evidenciaron aumentos en el patrimonio como en la utilidad, así como en los indicadores de retornos económico y financieros (COSTA; ALMEIDA; SILVA 2013). Este estudio utilizará como variable dependiente la capitalización bursátil, son insuficientes los estudios que han empleado este indicador como variable dependiente (GARZA et al., 2017; TELLEZ, 2017). Este indicador es importante porque representa el movimiento financiero del mercado y es una de las fuentes más confiable para realizar un análisis de inversión y riesgo constituyendo un *benchmark* para los inversionistas (BEYMAR, 2017; TELLEZ, 2017). Por otro lado, se pretende comparar la regularidad del comportamiento de esta variable en los dos períodos en estudio y mostrar las posibilidades de sus datos históricos para explicar su comportamiento en el futuro.

El **objetivo general** que se propuso para la investigación es el siguiente:

Identificar los indicadores relevantes para predecir el precio de las acciones considerando la influencia de dos momentos contable.

La muestra está compuesta por las empresas que cuentan en sus activos con la cuenta “Activos biológicos”, son empresas que pertenecen al agronegocio, actuando en dos segmentos: 1) Alimento y bebida; 2) Papel y celulosa. La totalidad de las empresas cotizan en la bolsa de Brasil BOVESPA y por tanto son listadas en el sitio ECONOMÁTICA de donde fueron tomados los datos para el cálculo de los indicadores analizados.

1-Fundamentación teórica

1-1 Relevancia de la información contable

La consideración de la información contable como elemento de juicio para la eficiencia de mercado, es un tema de amplio tratamiento en la literatura contable. Se asume que los criterios de reconocimiento, medición y divulgación establecidos por las *IFRS* ofrecen una calidad informacional superior (LOPES; ALENCAR, 2010). Por esta razón, es reiterada la consideración de que la adopción de una normativa contable internacional influyó de forma positiva la relevancia de la información contable porque el registro de los activos acorde a la metodología de valor justo, precios actuales o de mercado condiciona una valoración de la empresa sobre la perspectiva de beneficios económicos futuros, esto eleva la transparencia y comparabilidad reduciendo riesgos para accionistas (SILVA, 2011).

En términos de relevancia, el valor justo es visto como una de las mejores alternativas de medición porque representa las condiciones reales del mercado y permite realizar valoraciones de los diferentes eventos económicos de cara al mercado (SANTOS et al., 2011; ARIAS; SALAZAR, 2012). Una de las contribuciones del proceso de armonización de las prácticas contables brasileñas a las normas internacionales de contabilidad es la oportunidad de aumentar el reflejo de los informes contables en el precio de las acciones (NOGUEIRA et al., 2012). En la literatura académica los estudios que analizan la relevancia de la información contable son conocidos como estudios de *value relevance*.

Esta línea de investigación utiliza el mercado de acciones como un laboratorio para verificar si las informaciones contables poseen relación con el precio de las acciones (MACEDO et al., 2012). Tales estudios se fundamentan en la hipótesis de eficiencia de mercado, que confirma que las informaciones relevantes se encuentran reflejadas en el precio de las acciones.

De acuerdo con esa teoría las informaciones contables relevantes tienen influencia en la percepción de los usuarios, repercutiendo, consecuentemente, en el valor de mercado de las empresas. Desde esa óptica, se asume que las informaciones contables relevantes están correlacionadas con el precio de las acciones (SANTOS; CAVALCANTE, 2014; GONÇALVES et al., 2014).

1-2 Estudios sobre indicadores relevantes.

Diferentes estudios compararon la fuerza del poder predictivo de la utilidad y el efectivo sobre el precio de las acciones (DECHOW, 1994; FINGER, 1994; BARTH; CRAM; NELSON, 2001; BARTOV; GOLDEBERG; KIM, 2001; LOPES; MARTINS, 2005; NOGUEIRA et al., 2012; MACEDO et al., 2012). Estos estudios asumen posturas diferentes en cuanto a la relevancia de estos indicadores.

Barth, Cram y Karen (2001); Macedo et al. (2012) revelaron que el flujo de caja operacional ofrece mejores posibilidades predictivas; mientras que Dechow (1994); Bartov, Goldeberg y Kim (2001) consideraron que la utilidad se torna más relevante para estos fines; mientras que, Finger (1994); Lopes y Martins (2005); Nogueira et al. (2012) argumentaron que existe aproximación entre ambos indicadores para predecir el precio de las acciones.

Estudios más recientes explotan esta temática y proporcionaron avances en la comprensión de los efectos positivos de la adopción de los nuevos estándares evidenciando que la utilidad emergida de los nuevos estándares es más informativa para el mercado que la generada con la normativa anterior (BARTH et al., 2008; LIMA 2010; LANDSMAN; MAYDEW; THORNOCK, 2012; GARZA et al., 2017).

El mercado reacciona de forma más impetuosa ante la información emanada de la contabilidad luego de adoptadas la normativa internacional (GURGEL; LIMA, 2015; BLACK; HIROSHI, 2016), la utilidad presentada en los informes financieros es más cercana a la realidad económica circundante (BRAGA, 2011; SANTOS et al., 2011; LANDSMAN; MAYDEW; THORNOCK, 2012; FILIPIN et al., 2012; MARTINS et al., 2014; GONÇALVES et al., 2014).

La utilidad continua siendo el indicador que posee mayores atractivos para fines predictivos después de adoptadas las IFRS (LOPES; MARTINS, 2007; VAN; GAEREMYNCK; WILLEKENS, 2007; NOBES; PARKER, 2010; SAMARASEKERA, 2013) otros autores continúan confiando más en el flujo de efectivo en el período pos-adopción (LUSTOSA; SANTOS, 2007) y algunos estudios consideran insignificante el impacto de la adopción de la normativa contable en la predicción del precio de las acciones (BURGSTAHLER; HAIL; LEUZ, 2006; LOPO; RAMOS, 2013).

Los resultados de Santos y Cavalcante (2014) indicaron que la adopción de la normativa contable aumenta la capacidad asociativa de la utilidad con el precio de las acciones, mientras que en relación a la tempestividad de los resultados sugieren que la adopción implicó un declive. Estos autores evidenciaron una disminución de la volatilidad que consideraron como un resultado intrigante.

En los estudios sobre el tema, la utilidad ha sido uno de los indicadores más empleado para probar que la información contable ayuda a predecir el precio de las acciones, siendo el desempeño económico el constructo primario para la creación de valor económico (BARTH; CRAM; NELSON, 2001; LOPES; MARTINS, 2007; VERAS; DA CUNHA; CUNHA, 2014), es de suponer que mayores posibilidades explicativas del rendimiento de la inversión sobre el precio de las acciones favorezca los criterios de los inversionistas sobre la relevancia de la información contable.

2-Metodología

El objetivo de este estudio es identificar los indicadores relevantes para predecir el precio de las acciones considerando la influencia de dos momentos contable. Para realizar este estudio la totalidad de los datos utilizados fueron tomados de la base de datos Económica, las empresas utilizadas fueron las empresas brasileñas pertenecientes a los sectores alimentos-bebidas y papel-celulosa que ofrecieron información para los 60 trimestres que están dentro de los períodos 2001-2007 y 2010-2017.

Este estudio es cuantitativo, descriptivo y longitudinal. Se emplearon los datos temporales (56 trimestres) para cada una de las variables en estudio. Se aplicaron modelos ARIMA o modelo *Box-Jenkins*, lo que permitió describir la serie del comportamiento trimestral del precio de las acciones y evaluar si este indicador predice su comportamiento, los datos utilizados correspondientes a los períodos comprendidos entre 2001-2007 y 2010-2017 fueron procesados como una serie temporal trimestral.

Los modelos Autoregresivos (ARIMA) o modelos *Box-Jenkins* se aplican a una serie de tiempo consistente en un conjunto de datos medidos en el pasado de la variable de interés. Un modelo ARIMA puede ser descrito genéricamente por medio de la ecuación

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i\right) (1 - L)^d X_t = \left(1 + \sum_{i=1}^q \theta_i L^i\right) \varepsilon_t$$

En este modelo: p (número de términos autorregresivos); d (número de diferencias); q (número de términos de la media móvil); L (operador desfase); Φ (polinomio ligado al operador autorregresivo de orden p); Θ (polinomio ligado al operador de media móvil de orden q); ε_t (o a_t) - ruido blanco (señal discreta cuyas muestras son vistas como una secuencia de variables aleatorias no auto-correlacionadas con media cero y varianza finita).

Las series empleadas para este estudio fueron no estacionarias, por lo que fue necesario realizar un proceso de diferenciación de la serie, se utilizó un modelo *ARIMA(0,1,0)* (0,0,0).

-Ruido blanco: $Z_t = a_t$ *ARIMA(0,0,0)*

a_t es un componente aleatorio que tiene media cero y varianza constante σ_a^2 .

-Camino aleatorio: $Z_t = Z_{t-1} + a_t$ *ARIMA(0,1,0)*

$Z_t - Z_{t-1} = a_t$, con a_t ruido blanco, el mejor pronóstico de $t+1$ es el valor observado en t .

En este caso se utilizó el Moderador Experto del SPSS, teniendo en cuenta las características de los datos, este modelador ajusta un buen modelo utilizando el Correlograma. El modelo entregado se validó con los indicadores de bondad de ajuste de los residuos.

Se utilizaron tres modelos, para cada sector, para verificar cual de las variables en estudio explica mejor la capitalización bursátil (CB= Precio de acción x número de acciones). En el modelos se tuvieron en cuenta las variables: rendimiento de la inversión (ROI=Utilidad operacional líquida/Inversión), Utilidad Neta (UN, utilidad antes de partidas extraordinarias y operaciones discontinuas) y Utilidad por Acción (UPA=UN/número de acciones), además se utilizó una variable dummy (tiempo). Las ecuaciones se pueden expresar de la siguiente forma:

Explicación de CB_t , a partir de ROI_{t-1} (modelo 1):

$$CB_{it} = \alpha + \beta_{\text{tiempo}} + \beta_1 ROI_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Explicación de CB_t , a partir de UN_{t-1} (modelo 2):

$$CB_{it} = \alpha + \beta_{\text{tiempo}} + \beta_1 UN_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Explicación de CB_t , a partir de UPA_{t-1} (modelo 3):

$$CB_{it} = \alpha + \beta_{\text{tiempo}} + \beta_1 UPA_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (3)$$

El uso de variables dicotómicas o *dummy* en modelos econométricos es útil para incorporar alguna característica cualitativa de los individuos de la población o para capturar algún cambio estructural durante el período bajo estudio, este tipo de variable permite medir el efecto de una determinada característica de los individuos (o períodos) en la muestra, generalmente esta variable toma el valor de uno cuando la característica de interés está presente y cero en caso contrario.

La variable *dummy* asumió valor cero para el período 2001-2007 y valor uno para el período 2010-2016. Esta variable se utilizó en 1a formulación del modelo para recoger la influencia de dos períodos de tiempo diferentes sobre el comportamiento de la variable dependiente.

3-Resultados

3.1-Valoraciones generales a partir de un análisis de correlación

La Tabla 1 muestra el resultado de la correlación del sector Alimentos y Bebidas.

Tabla 1 Correlaciones ente variables sector Alimentos y Bebidas

	2001-2007				2010-2017			
	CB	ROI	UPA	UN	CB	ROI	UPA	UN
CB	1	-0,037	0,162	0,712(**)	1	0,581(**)	0,361(*)	0,712(**)
ROI	-0,037	1	0,873(**)	0,144	0,581(**)	1	0,920(**)	0,512(**)
UPA	0,162	0,873(**)	1	0,235	0,361(*)	0,920(**)	1	0,391(*)
UN	0,712(**)	0,144	0,235	1	0,712(**)	0,512(**)	0,391(*)	1

(**) Correlación significativa a un nivel de 0,01

(*) Correlación significativa a un nivel de 0,05

Fuente: elaborada por los autores con salidas del Software SPSS

Los resultados mostrados permiten afirmar que en el primer período la única variable que manifestó correlación con CB fue UN, al registrar un coeficiente positivo, alto y significativo de 0,712. También es importante observar que, del resto de las variables, las únicas que están correlacionadas son ROI y UPA, las que manifiestan una correlación positiva y significativamente alta.

En el segundo período los resultados fueron diferentes, CB muestra una correlación positiva con todas las variables en estudio, puede observarse que la fuerza de la correlación con UN es

igual para los dos períodos, seguidas por ROI y UPA con coeficientes de 0,581 y 0,361, respectivamente. Siendo las variables analizadas derivadas del desempeño económico, resulta relevante que en este período todas están positivamente correlacionadas.

La Tabla 2 muestra el resultado de la correlación del sector Papel y Celulosa.

Tabla 2 Correlaciones ente variables sector Papel y Celulosa

2001-2007				2010-2017				
	CB	ROI	UPA	UN	CB	ROI	UPA	UN
CB	1	0,140	0,576 ^(**)	0,413 ^(*)	1	0,649 ^(**)	0,522 ^(**)	0,751 ^(**)
		0,117	0,001	0,029		0,000	0,002	0,000
ROI	0,140	1	0,747 ^(**)	0,541 ^(**)	0,649 ^(**)	1	0,862 ^(**)	0,596 ^(**)
	0,117		0,000	0,000	0,000		0,000	0,000
UPA	0,576 ^(**)	0,747 ^(**)	1	0,476 ^(*)	0,522 ^(**)	0,862 ^(**)	1	0,535 ^(**)
	0,001	0,000		0,010	0,002	0,000		0,002
UN	0,413 ^(*)	0,541 ^(**)	0,476 ^(*)	1	0,751 ^(**)	0,596 ^(**)	0,535 ^(**)	1
	0,029	0,000	0,010		0,000	0,000	0,000	

(**) Correlación significativa a un nivel de 0,01

(*) Correlación significativa a un nivel de 0,05

Fuente: elaborada por los autores con salidas del Software SPSS

Los resultados que muestra este sector son diferentes a los obtenidos para el sector de alimentos (Tabla1). Puede observarse en la Tabla 2 que en el primer período CB registra una correlación significativa con UPA y UN, ya en el segundo período manifiesta correlación con las tres variables en estudio. Los coeficientes registrados hablan a favor de una mayor correlación con UN (0,751) seguida por ROI (0,649). El resto de las variables también revelan correlaciones positivas entre ellas.

3.2 Resultados de los modelos para los sectores en estudio.

3.2.1 Resultados de los modelos Alimentos y Bebidas

Con el objetivo de observar el comportamiento de CB se muestra la Figura 1 que describe cual ha sido la tendencia de este indicador durante el período de tiempo estudiado.

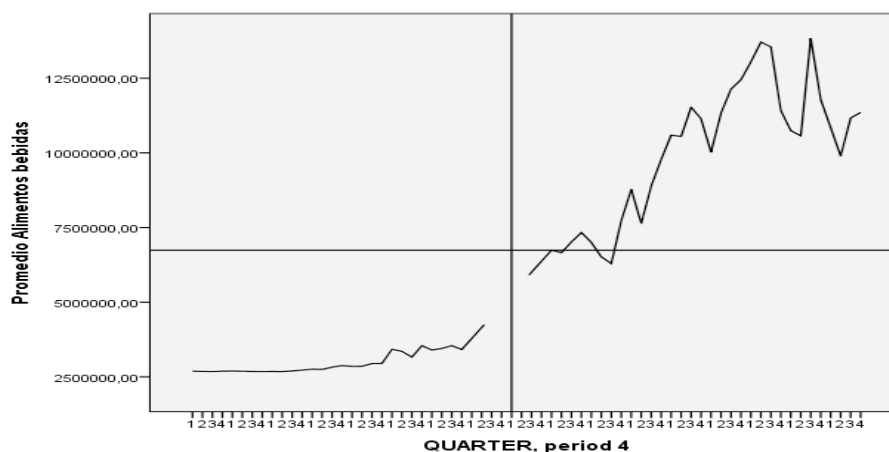


Figura 1 Comportamiento de valores de CB del sector Alimento- Bebida

Se puede observar en el gráfico anterior que en el segundo período la mayoría de los trimestres se encuentran sobre el valor promedio de CB, evidenciándose que el comportamiento de los valores en el período (2001-2007) manifiesta, a través de un largo periodo, una tendencia creciente, aumentos que se pronuncian en mayor medida al finalizar el período. En el segundo período (2010-2016), se observa una tendencia ascendente con una pendiente alta que al final sufre una disminución, observándose, algunos picos descendentes. Este comportamiento justifica el empleo de un modelo ARIMA (0,1,0) (0,0,0) para ambos períodos.

El modelo y la comprobación de su ajuste se muestran en la Tabla 1.

Tabla 3 Modelo ARIMA para el sector Alimento & Bebida .

Ajustes del modelo		Estimación	SE	t	sig
Modelo 1 (2001-2007)					
R ² estacionario: 0,951	Constante	16068,232	656,12	2,449	0,023
R ² ajustado: 0,992	Diferencia	1			
Ljung-Box Q(18): 0,112					
Modelo 1 (2010-2016)					
R ² estacionario: 0,494	Diferencia	1			
R ² ajustado : 0,878					
Ljung-Box Q(18): 0,611					

Fuente: creada por los autores con los valores de salida del SPSS

En ambos casos se aprecian muy buenos ajustes del modelo a través de los R²ajustados, sin embargo el modelo obtenido para el primer período presentó mejor ajuste con un coeficiente de determinación ajustado (R²ajustado) de 95,1 %, esta diferencia estuvo influenciada por una mayor volatilidad de los datos en el segundo período. Otro de los supuestos a confirmar es que los residuales sean incorrelacionados, para ello, el programa entrega el estadístico Ljung-Box, cuyos valores fueron de 0,112 y 0,611 para los períodos (2001-2007) y (2010-2017, respectivamente, en ambos casos >0,05; esto posibilita confirmar que los residuos están incorrelacionados. Información sobre la autocorrelación total y parcial es ofrecida por la Figura 2.

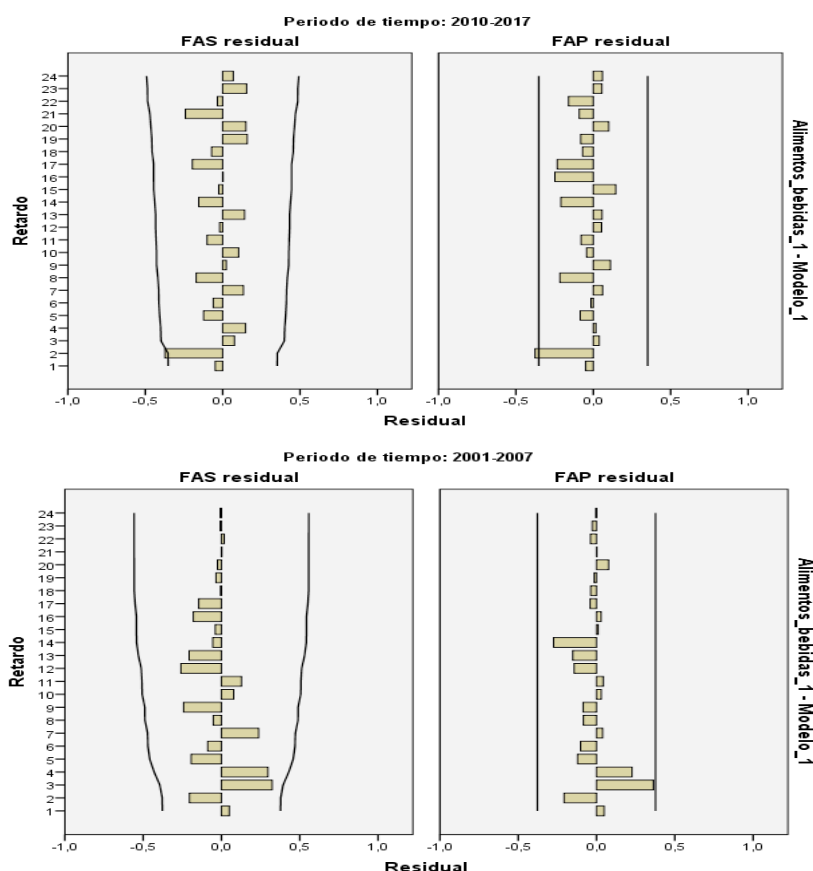


Figura 2: Funciones de autocorrelación y correlación parcial de los residuos Alimentos- Bebidas

En primer modelo de la tabla 1 ofrece una constante, situación que no ocurre para el caso del segundo modelo; esto permite observar las diferencias entre ambos períodos. Puede plantearse que, si bien, se han obtenidos similares modelos ARIMA; los estimadores para ambos períodos difieren y, por lo tanto, las proyecciones serían diferentes. Aunque ambos modelos permiten decir que la variable CB ofrece posibilidades de auto-predicción, el modelo del segundo período tiene mayor ajuste, lo que habla a favor de una menor volatilidad de los datos en ese período.

Para la evaluación de las posibilidades explicativas de otras variables sobre CB, se muestra en la Tabla 2 el resumen de los modelos obtenidos.

Tabla 6: Resumen del modelo sector alimentos y bebidas

Modelo 1								
Variables	Coefficientes	Error estándar	Estadística t	p-valor	Estadística F	p-valor	R ²	R ² ajustado
Tiempo	0,630	0,189	13,120	0,000	664,56	0,000	0,964	0,924
ROI	0,671	0,149	3,708	0,000				
Modelo 2								
Tiempo	0,605	0,105	13,120	0,000	339,23	0,000	0,823	0,889
UN	0,376	0,098	5,645	0,000				
Modelo 3								
Tiempo	0,559	0,349	11,890	0,000	189,96	0,000	0,663	0,689
UPA	0,135	0,189	2,763	0,000				

Las regresiones estimadas (Modelo 1 hasta el Modelo 3) rechazan la hipótesis nula de la normalidad de los residuos. Se aplicó la matriz Newey-West, para corregir la desviación estándar y reducir los efectos de la heterocedasticidad.

De acuerdo con la tabla 2, todas las regresiones se muestran significativas, en términos estadísticos, al nivel de 1%, una vez que los *p-values* obtenidos por la estadística *F* fueron inferiores a 0,01. En cuanto a la significancia de las variables, los resultados indican que todas las variables analizadas se muestran significativas estadísticamente a un nivel de 1%.

La variable *dummy* (tiempo) influyó de forma positiva sobre CB, esto significa que los cambios en la normativa contable influyeron sobre la relevancia de la información contable. El modelo 1 presentó un mayor poder explicativo de la Capitalización Bursátil, con un coeficiente de determinación ajustado de 0,924; evidenciando que el 92,4% de variación de este indicador es explicada por el rendimiento de los activos. Seguido, en orden de importancia, por el modelo 2 que está indicando que el 88,9% de las variaciones de la Capitalización Bursátil es explicada por la Utilidad Neta. A partir de los resultados obtenidos en el modelo 3, la variable Utilidad por Acción es la que menos explica los cambios que ocurren en la Capitalización Bursátil, con un coeficiente de determinación ajustado de 0,689.

3.2.2 Resultados del modelo Papel y Celulosa.

Para observar el comportamiento de CB en el sector papel-celulosa se muestra en la Figura 3.

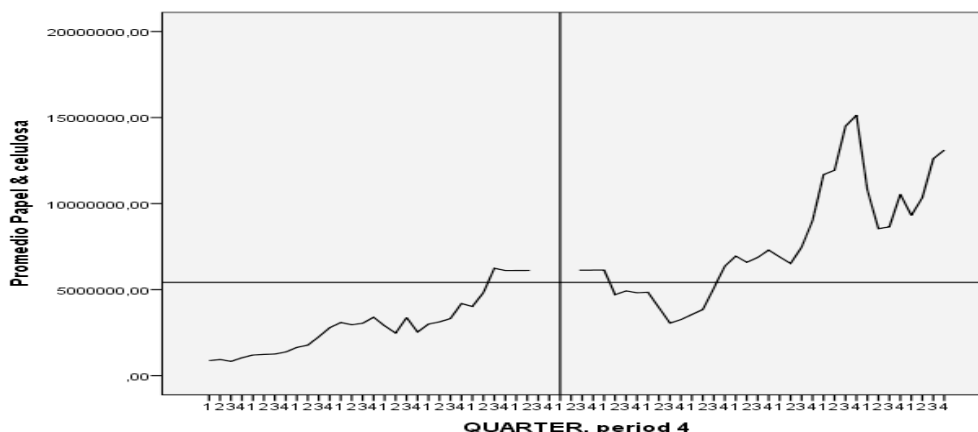


Figura 3 Comportamiento de CB sector Papel- Celulosa

Aunque no todos los valores del segundo período se encuentran por encima del promedio, los mayores valores de CB se encuentran ubicados en este período. En la gráfica se observan diferencias en el comportamiento de los datos, en relación al sector anterior; esto está sugiriendo que los modelos serán diferentes. Los modelos obtenidos para ambos períodos se pueden observar en la Tabla 4. Para el período (2001-2007) el modelo apropiado es el ARIMA (0,1,0) (0,0,0); sin embargo, para el período (2010-2016) procede la obtención de un modelo ARIMA (0,1,0) (1,1,0); este último tipo de modelo está indicando que tiene una parte estacional.

Tabla 5 Modelos para el sector Papel- Celulosa .

Ajustes del modelo		Estimación	SE	t	sig
Modelo 1 (2001-2007)	Constante				
ARIMA (0,1,0) (0,0,0)	Diferencia	193753,905	781,17	2,480	0,023
R ² estacionario: 0,272		1			
R ² : 0,824					
Ljung-Box Q(18): 0,409					
Modelo 2 (2010-2017)	AR, estacional Retardo 1	-0,765	0,172	-0,454	0,000
ARIMA (0,1,0) (1,1,0)	Diferencia	1			
R ² estacionario: 0,799					
R ² : 0,924					
Ljung-Box Q(18): 0,368					

Fuente: creada por los autores con los valores de salida del SPSS

Aunque el valor del R cuadrado estacionario fue moderado (0,494), el R cuadrado ofrece un buen valor de ajustes del modelo (0,824). El estadístico Ljung-Box de $0,611 > 0,05$, permite afirmar que los residuos están incorrelacionados como se podrá notar en la Figura 4. A diferencia de los resultados obtenidos en el sector de alimentos, el segundo período ofrece mayor R² que el primer período, estos resultados indican que el primer período presentó mayor volatilidad de los datos en relación al segundo. Los niveles de significancia por debajo de 0,05 están indicando que ambos modelos han ofrecido significancia.

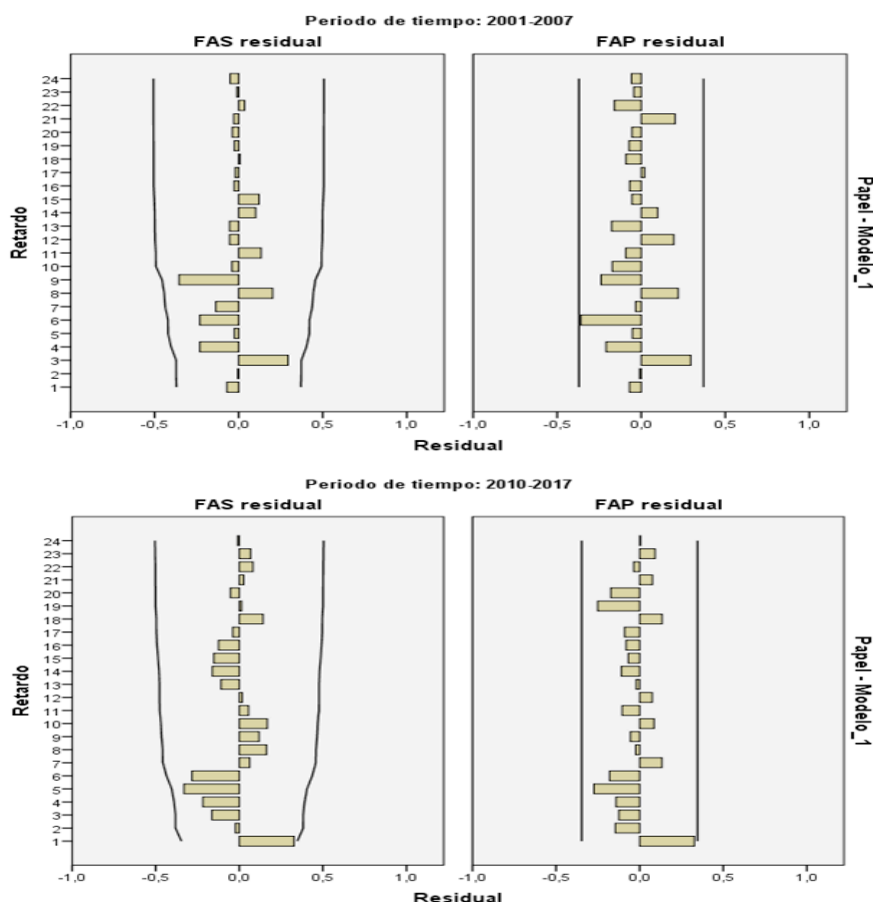


Figura 4: Funciones de autocorrelación y correlación parcial de residuos Papel -Celulosa

Para la evaluación de las posibilidades explicativas de otras variables sobre CB, se muestra en la Tabla 4 el resumen del modelo obtenido.

Tabla 6: Resumen del modelo sector papel -celulosa

Modelo 1								
Variables	Coefficientes	Error estándar	Estadística t	p-valor	Estadística F	p-valor	R ²	R ² ajustado
Tiempo	0,349	0,359	7,813	0,000	252,81	0,000	0,879	0,896
UN	0,833	0,289	8,608	0,000				
Modelo 2								
Tiempo	0,249	0,149	9,120	0,000	664,24	0,000	0,759	0,756
ROI	0,621	0,550	7,708	0,000				
Modelo 3								
Tiempo	0,219	0,055	9,010	0,000	329,33	0,000	0,689	0,659
UPA	0,085	0,078	5,045	0,000				

Las regresiones estimadas (Modelo 1 hasta el Modelo 3) rechazan la hipótesis nula de la normalidad de los residuos. Se aplicó la matriz Newey-West, para corregir la desviación estándar y reducir los efectos de la heterocedasticidad.

De acuerdo con la tabla 2, todas las regresiones se muestran significativas, en términos estadísticos, al nivel de 1%, una vez que los *p-values* obtenidos por la estadística *F* fueron inferiores a 0,01. En cuanto a la significancia de las variables, los resultados indican que todas las variables analizadas se muestran significativas estadísticamente a un nivel de 1%. La variable *dummy* período influye en los valores de la Capitalización Bursátil, esto implica que existen diferencias entre los dos periodos considerados.

El modelo 1 presentó un mayor poder explicativo de CB, con un coeficiente de determinación ajustado de 0,896; evidenciando que el 89,6% de variación de este indicador es explicada por la UN. Seguido, en orden de importancia, por el modelo 2 que está indicando que el 75,6% de las variaciones de la Capitalización Bursátil es explicada por ROI. Según los resultados mostrados en el modelo 3, al igual que en el sector anterior, la variable UPA es la que menos explica los cambios que ocurren en la Capitalización Bursátil, con un coeficiente de determinación ajustado del 65,9 %.

Los resultados que se han obtenido relacionados con las posibilidades predictiva de la utilidad, aunque con menor coeficiente en primer sector, permite confirmar los criterios de Lima (2010); Braga (2011); Santos et al. (2011); Landsman, Maydew y Thornock (2012); Filipin et al. (2012); Martins et al.(2014); Gonçalves et al. (2014).

Las evidencias obtenidas para los dos sectores, en cuanto a la influencia del tiempo en los resultados y los coeficiente de determinación ajustado R^2 de los modelos obtenidos, revelan la importancia de la implementación de normas homologadas bajo un contexto internacional, estas evidencias permiten tomar partido con los criterios de Hung y Subramanyam (2007); Barth, Landsman y Lang (2008); Tsalavoutas, André y Evans (2010); Garza et al.(2016), autores que encuentran que tras normativas de mayor calidad se incrementa la relevancia valorativa de la información contable.

Conclusiones

El comportamiento creciente de la capitalización bursátil tiene un reflejo en el comportamiento de las variables que reflejan de mejor manera el rendimiento de la empresa. Es posible concluir que las compañías abiertas pertenecientes a los sectores estudiados se han beneficiado con mejores resultados de la capitalización bursátil al cambiar de normas locales a internacionales, un aumento en las posibilidades de asociación de la capitalización bursátil con variables fundamentales del desempeño permitió obtener indicios de que la información financiera según estándares internacionales mejora la calidad de la información contable.

Las variables utilizadas ofrecen posibilidades para predecir el precio de las acciones, con algunos cambios en su relevancia en dependencia del sector. En ambos sectores se comprobó que el cambio de período influye significativamente sobre los resultados. Los resultados obtenidos a partir de la auto-regresión de la capitalización bursátil demostraron que, en ambos sectores, este indicador ofrece posibilidades para realizar estimativas por ser parte de los accionistas, lo cual permitirá elevar su confianza.

El sector alimentos y bebidas ofreció para el segundo período un menor valor de ajuste del modelo, a diferencias del segundo sector que este valor aumentó para el segundo período. Este resultado continúa siendo intrigante ya que el cambio de normativa presupone informaciones más tempestivas por poseer un carácter menos objetivo en el reconocimiento y medición de los elementos patrimoniales y de desempeño (SANTOS y CAVALCANTE, 2014), esta es una arista que abre espacio para la continuidad de estos estudios.

En ambos sectores el rendimiento ofrece mayores posibilidades para la predicción del precio de las acciones que la utilidad por acciones, solo en el sector de alimentos reflejó mayor relevancia que la utilidad. En este sentido otros estudios ya han llamado la atención sobre la relación entre posibilidades predictivas del rendimiento y niveles de volatilidad del período económico (TELLEZ, 2017), relación que se considera deberá ser estudiada con una muestra mayor de sectores.

Referencias

ALVES, V.; LEMES, S. Nível de convergência dos princípios contábeis brasileiros e norte-americanos às normas do IASB: uma contribuição para a adoção das IFRS por empresas brasileiras. **Contabilidade & Finanças**, USP São Paulo, v.22, n. 56, p. 155-173. Mai-ago. 2011.

ARIAS, M.; SALAZAR, E. Efectos del debido proceso en la formulación de la NIF 13: Mediciones a valor razonable. **Rev. Fac. cienc. Econ.**, Colombia, v.XX , n.1, p.207-229. Junio. 2012.

BARBOSA, J.; DE OLIVEIRA, W.; TABOADA, L. Impacto da Convergência para as IFRS na Análise Financeira: um Estudo em Empresas Brasileiras de Capital Aberto. **Contabilidade Vista & Revista**, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, v.20, n. 4, p. 131-153. Out-Dez. 2009.

BARTH, M. E.; CRAM, D.P.; NELSON, K. Accruals and the prediction of future cash flows. **Accounting Review**, American Accounting Association , v. 76, n. 1, p. 27-58. Dec. 2001.

BARTH, M. E., LANDSMAN, W. R.; LANG, M. H. International accounting standards and accounting quality. **Journal of Accounting Research**, University of Chicago Booth School of Business, v. 46, n. 3, 467–498. March. 2008.

BARTOV, E; GOLDBERG, S.; KIM, M. The valuation relevance of earnings and cash flows: An international perspective. **Journal of International Financial Management and Accounting**, v.12, n.12, p.103-133. Dec. 2001.

BEYMAR, J. Propuesta de cálculo de índice bursátil para el mercado financiero boliviano. **Revista Perspectivas**, Cochabamba v.20, n. 39, p. 43-74. Mayo. 2017.

BLACK, R .; HIROSHI, S. Heterogeneidade na qualidade do lucro contábil entre diferentes classes de empresas com a adoção de IFRS: evidências do Brasil Heterogeneity in earnings quality between different classes of companies after IFRS adoption: evidence from Brazil. **Contabilidade & Finanças**, USP São Paulo, v.28, n.73, p. 113-131. Jan-Abr. 2016.

BRAGA, J. **Padrões Contábeis, Incentivos Econômicos e Reconhecimento Assimétrico de Perdas**. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis). Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo. 2011

BRÜGGEMANN, U.; HITZ, J.; SELFHORN, T. Intended and unintended consequences of mandatory IFRS adoption: a review of extant evidence and suggestions for future research. **European Accounting Review**, European Accounting Association, v. 22, n.1, p. 1-37. Apr. 2013.

BURGSTAHLER, D.; HAIL, L.; LEUZ, C. The importance of reporting incentives: earnings management in European private and public firms. **Accounting Review**, American Accounting Association, v. 81, n. 5, p. 983- 1016. Oct. 2006.

CALIXTO, L. Análise das Pesquisas com Foco nos Impactos da Adoção do IFRS em Países Europeus. **Contabilidade Vista & Revista**, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, v.21, n.1, p. 157-187. Jan-Mar. 2010.

COSTA, T. A.; ALMEIDA, S. R. V.; SILVA, A. H. C. Uma análise dos impactos da adoção das Normas Internacionais de Contabilidade no Brasil: um estudo de empresas de capital aberto no setor de bebidas, alimentos e comércio. **Pensar Contábil**, Rio de Janeiro, v.15, n.56, p. 4-13. Abr-Jan. 2013.

DA CUNHA, A.; GOMES, V.; VERAS, M. Adoção do Valor Justo para os Ativos Biológicos: Análise da sua relevância em empresas brasileiras. **Universo Contábil**, Blumenau, v. 9, n.4, p. 110-127. Out-Dez. 2013.

DAMASCENA, L. G.; DUARTE, F. C. L.; PAULO, E. Meta-Análise dos Efeitos da Adoção das IFRS na Qualidade da Informação Contábil no Brasil. **Revista de Contabilidade do Mestrado em Ciências Contábeis**, UERJ, v.22, n.1, p. 28-48. Abr-Jan. 2017.

DECHOW, P. M. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals. **Journal of accounting and economics**, Sloan School USA, v.18, n. 1-2, p. 3-42. July. 1994.

DECHOW, P. M.; GE, W.; SCHRAND, K. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. **Journal of Accounting and Economics**, Sloan School USA, v.50, n. 2-3, p. 344-401. Aug. 2010.

DIAS, M.; LEMES, S.; JREIGE, E.; FERNANDES, R. Análise da percepção sobre expressões de incerteza presentes nas normas internacionais de contabilidade. **Revista UnB Contábil**, Universidade de Brasília, v.11, n. 1-2, p. 240-259. Jan-Dez. 2008.

FILIPIN, R.; TEIXEIRA, S.; BEZERRA, F.; DA CUNHA, P. Análise do Nível de Conservadorismo Condicional das Empresas Brasileiras Listadas na BM&FBovespa após adoção dos IFRS. **Revista Contabilidade e Controladoria**, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, v. 4, n. 2, p. 24-36. Maio-Ago. 2012.

FINGER, C. The ability of earnings to predict future earnings and cash flow. **Journal of Accounting Research**, University of Chicago, v.32, n.2, p. 210-223. Jan.1994.

GARZA, H.; CORTEZ, K.; MENDEZ, A.; RODRÍGUEZ, M. Efecto en la calidad de la información ante cambios en la normatividad contable: caso aplicado al sector real mexicano. **Contaduría y Administración**, UNAM, v.62, p. 746-760. Sept. 2017.

GONÇALVES, J.; LUNGA, B.; DA SILVA, M.; VEIGA J. Análise do impacto do processo de convergência às normas internacionais de contabilidade no Brasil: um estudo com base na relevância da informação contábil. **Revista Universo Contábil**, Blumenau, v.10, n.3, p. 25-43. Jul-Set. 2014

GUIMARÃES, C. A Adoção das IFRS no Brasil e o Fortalecimento das Boas Práticas de Governança Corporativa. **Pensar Contábil**, Rio de Janeiro, v. 10, n.42, p. 22-30. Out-Dez. 2008.

GURGEL, R.; LIMA, A. Classificação entre empresas vencedoras a perdedoras após a adoção das IFRS: um estudo em empresas não financeiras do setor regulado brasileiro com ações listadas na BM&FBovespa. **Enfoque: Reflexão Contábil**, UEM Parana, v. 34, n.2, p. 91-107. Maio-Ago. 2015.

HRIBAR, P.; KRAVEL, T.; WILSON, R. A new measure of accounting quality. **Review of Accounting Studies**, v. 19, p. 506-538. March. 2014.

HUNG, M.; SUBRAMANYAM, K. R. Financial statement effects of adopting international accounting standards: the case of Germany. **Review of Accounting Studies**, v.12, p. 623-657. April. 2007.

LANDSMAN, W. R.; MAYDEW, E. L.; THORNOCK, J. R. The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. **Journal of Accounting and Economics**, Sloan School USA v.53, n.(1-2), p. 34-54. Feb.2012.

LANTO, A.M.; SAHLSTRÖM, P. Impact of international financial reporting standard adoption on key financial ratios. **Accounting and Finance**, AFAANZ, v.48, p.1-21. May.2009.

LIMA, J. **Relevância da informação contábil e o processo de convergência para as normas IFRS no Brasil**. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis). Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo. 2010.

LOPES, A. B.; ALENCAR, R. C. Disclosure and cost of equity capital in emerging markets: the Brazilian case. **The International Journal of Accounting**, v.45, n. 4, p. 443-464. Dec. 2010.

LOPES, A.; MARTINS, E. **Teoria da Contabilidade, uma nova abordagem**. São Paulo: Atlas. 2005.

LOPES, A.B.; MARTINS, E. **Teoria da contabilidade: uma nova abordagem**. São Paulo: Atlas. 2007.

LOPO, A.; RAMOS, M. Adoção das IFRS e as propriedades das previsões de lucros dos analistas: Caso brasileiro. **Revista Minera de Contabilidade**, Belo Horizonte, v.4, n.52, p. 53-62. IV trimestre 2013.

LUSTOSA, P.; SANTOS, A. O poder relativo do lucro contábil e do fluxo de caixa das operações para prever fluxos de caixa futuros: um estudo Empírico no Brasil. **REPEC**, Brasília, v.1, n. 1. Abr-Jan. 2007.

MACEDO, M.; REIS, M.; DAL-RI,F.; VERAS,M. Análise da relevância do Ebitda versus fluxo de caixa operacional no mercado brasileiro de capitais. **Advances in Scientific and Applied Accounting**, AnpCONT, v.5, n.1, p. 99-130. Abr-Jan. 2012.

MARTINS, C.; KATSUMI, J.; MIRANDA, J. Análise da Qualidade da Informação Contábil Frente a Implementação dos IFRS: Uma Pesquisa Baseada nos Periódicos Internacionais (1999 a 2010). **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, UFRJ, v.6, n.2, p. 7-14, Sept-Dec. 2011.

MARTINS, E. **Avaliação de Empresas: da mensuração contábil à econômica**. São Paulo: Atlas. 2006.

MARTINS, V.; SANTO, A.; KATSUMI,J.;ALVES,J. Níveis diferenciados de governança corporativa e a qualidade da informação contábil: evidências em empresas brasileiras antes, durante e após o processo de convergência às normas internacionais de contabilidade. **Contexto**, Porto Alegre, v. 14, n. 27, p.23-42. Maio-Ago. 2014.

MARTINS, O. S.; PAULO, E. Reflexo da adoção das IFRS na análise de desempenho das companhias de capital aberto no Brasil. **Revista de Contabilidade e Organizações**, FEA-RP/USP, v.4, n. 9, p. 30-54. Maio-Ago. 2010.

MORAIS, A. I.; CURTO, J. D. Accounting quality and the adoption of IASB Standards – Portuguese Evidence. **Contabilidade & Finanças**, São Paulo, v. 19, n.48, p. 103-111. Set-Dez. 2007.

NOBES, C.; PARKER, R. **Comparative International Accounting**. (Pearson, Ed.) (11th ed.). London. 2010.

NOGUEIRA, E.; NASCIMENTO, M.; DA SILVA, M.; JOÃO, L. Início da adoção das IFRS no Brasil: Os impactos provocados na relação entre o lucro e o fluxo de caixa operacional. **Contabilidade Vista & Revista**, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte v.23, n.1, p. 47-74. Jan-Mar.2012.

- PENMAN, S.; ZHANG, X. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. **The Accounting Review**, American Accounting Association, v.77, n.2, p. 237–264. Dez.2002.
- PIRES, J.; PEREIRA, M.; KATSUMI, N.; TIBURCIO, C. Adoção ao padrão IFRS e earnings quality: a persistência do lucro das empresas listadas na BM&FBovespa. **Contabilidade e Organizações**, FEA-RP/USP, v.11, n.29, p. 46-55. 2017.
- PSAROS, J.; TROTMAN, K. T. The Impact of the Type of Accounting Standards on Preparers' Judgments. **Abacus**, Sydney. v.40, n. 1, p. 76–93. Apr. 2008.
- SAMARASEKERA, N. **Accounting quality of UK firms under IFRS**. UWA Business School. 2013.
- SANTANA, E.; RODRIGUES, V.; VASCONCELOS, P. Adoção Obrigatória do IFRS no Brasil (2010): Índice de Conformidade das Empresas com a Divulgação Requerida e Alguns Fatores Explicativos. **Contabilidade & Finanças**, USP São Paulo, v. 25, n.65, p. 161-176. Mai-Ago. 2014.
- SANTOS, E. Impacto total da implementação do IFRS no lucro e patrimônio líquido das empresas brasileiras. **BASE - Revista de Administração e Contabilidade**, UNISINOS, v. 12, n.3, p. 225-241. Jul.2015.
- SANTOS, L.; LIMA, G.; FREITAS.; LIMA, I. Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBovespa. **Revista Contabilidade & Finanças**, USP São Paulo, v.22, n.56, p. 174-188. Mai-Ago. 2011.
- SANTOS, M .; CAVALCANTE, P. O Efeito da Adoção dos IFRS sobre a Relevância Informacional do Lucro Contábil no Brasil . **Revista Contabilidade & Finanças**, São Paulo. v. 25, n.66, p. 228-241. Set-Dez. 2014.
- SILVA, B. Valor razonable: Un modelo de Valorización Incorporado en las Normas Internacionales de Contabilidad. **Estudios Gerenciales**, ICESI, v.27, n.118, p. 97-114. Jan-Mar. 2011.
- SILVA, J.; BONFIM, M.; NIYAMA, J.; SILVA, C. Adoção ao Padrão IFRS e Earnings Quality: A Persistência do Lucro das Empresas Listadas na BM&FBovespa. **Revista de Contabilidade e Organizações**, FEA-RP/USP, v. 11, n. 29, p. 46-55. Jan.2017.
- TELLEZ, J. Un analisis empirico de la relacion entre el rendimiento de las acciones, el valor economico agregado (EVAR) y la utilidad por accion (UPA): Caso Mexico 1998-2012. **Perfiles Económicos**, Escuela de Ingeniería Comercial de Chile, v. 4, p. 71-90. Dic. 2017.
- TSALAVOUTAS, I.; ANDRÉ, P.; EVANS, L. **Transition to IFRS and value relevance in a small but developed market: Alook at Greek evidence, working paper**. Stirling: University of Stirling y ESSEC Business School. 2010.
- VAN , S.; GAEREMYNCK, A.; WILLEKENS, M. Attribute differences between U.S. GAAP and IFRS earnings: an exploratory study. **The International Journal of Accounting**, v. 42, p. 123-142. Dez. 2007.
- VERAS , M .; DA CUNHA, A .; CUNHA, A. O processo de convergência às IFRS e a capacidade do lucro e do fluxo de caixa em prever os fluxos de caixa futuro: evidências no mercado brasileiro. **Contabilidade e Organizações**, FEA-RP/USP, v.21, p. 4-13. Jan.2014.
- VIEIRA, C.; SILVA, N.; LEMES, S. Impacto das IFRS na assimetria de informação evidenciada no mercado de capitais brasileiro. **Contabilidade e Organizações**, FEA-RP/USP, v.9, n.24, p. 18-30. Jan.2015.