



ÁREA: 2
TIPO: Aplicação

Influência da restrição financeira e da crise financeira global na *Effective Tax Rate* de empresas latino-americanas

AUTORES

Robério Dantas de França¹

Universidade Federal da Paraíba – UFPB, Brasil
roberiodantas@terra.com.br

Luzivalda Guedes Damascena

Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia da Paraíba – IFPB, Brasil
luzivaldaguedes@gmail.com

Filipe Coelho de Lima Duarte

Universidade Federal da Paraíba – UFPB, Brasil
sandrasereide@yahoo.com
filipe_pb_duarte@hotmail.com

Paulo Amilton

Maia Leite Filho

Universidade Federal da Paraíba – UFPB, Brasil
pmaiaf@hotmail.com

1. Autor de contacto:
Universidade Federal da Paraíba – UFPB, Campus I; Departamento de Finanças e Contabilidade – DFC; Cidade Universitária - João Pessoa; .PB CEP: 58051-900; Brasil

Influence of financial constraint and global financial crisis on the Effective Tax Rate of Latin American companies

Influencia de la restricción financiera y de la crisis financiera global Effective Tax Rate de las empresas latinoamericanas

Objetivou-se analisar se as empresas latino-americanas restritas financeiramente (RF), e em períodos de crise financeira global, reduzem a Effective Tax Rate (ETR). A amostra foi composta pelas firmas não financeiras de capital aberto da América Latina no período de 2006 a 2015, sendo 5.328 firmas-ano. Confirmou-se uma associação entre RF e ETR, porém, não observadas em todos os países latino-americanos. Considera-se que devido as diferenças institucionais entre esses países os resultados não foram uniformes, mas os achados dispõem de informações relevantes sobre o comportamento das firmas latino-americanas perante situação de restrição financeira e períodos de crise nas possíveis práticas de tax avoidance.

The aim was to analyze whether financially constrained (RF) Latin American companies, and in periods of global financial crisis, reduce the Effective Tax Rate (ETR). The sample was composed of non-financial publicly traded firms in Latin America from 2006 to 2015, of which 5,328 are firms per year. An association between RF and ETR was confirmed, but not observed in all Latin American countries. It is considered that due to institutional differences between these countries the results were not uniform, but the findings have relevant information about the behavior of Latin American firms in the face of financial constraints and periods of crisis in possible tax avoidance practices.

Se objetivó analizar si las empresas latinoamericanas restringidas financieramente (RF) y en períodos de crisis financiera global, reducen la Effective Tax Rate (ETR). La muestra fue compuesta por las empresas no financieras de capital abierto de América Latina en el período de 2006 a 2015, siendo 5.328 empresas año. Se confirmó una asociación entre RF y ETR, sin embargo, no fueron observadas en todos los países latinoamericanos. Se considera que debido a las diferencias institucionales entre esos países los resultados no fueron uniformes, aunque los hallazgos disponen de informaciones relevantes sobre el comportamiento de las empresas latinoamericanas ante la situación de restricción financiera y períodos de crisis en las posibles prácticas de tax avoidance.

DOI	RECIBIDO	ACEPTADO
10.3232/GCG.2018.V12.N1.05	15.06.2017	03.10.2017

1. Introdução

Dado que a restrição financeira (RF) ocorre quando a empresa possui dificuldades em obter recursos financeiros de fontes externas para realizar seus investimentos (Whited, 1992; Lamont, Polk & Sa'a-Requejo, 2001), espera-se que empresas em situação de RF reduzam custos e avaliem fontes alternativas de financiamento para atingir o objetivo de investir. A literatura teórico-empírica revela que, numa situação de RF, o acesso ao financiamento externo se torna mais oneroso e as firmas precisam buscar alternativas viáveis para realizar seus investimentos (Whited, 1992; Fazzari; Hubbard & Petersen, 1988; Tsoukas & Spaliara, 2014; Edwards; Schwab & Shevlin, 2016). A minimização dos gastos com impostos, por exemplo, pode contribuir para amenizar a situação de restrição financeira de uma firma.

Nesse sentido, Edwards, Schwab e Shevlin (2016) sem isolar as empresas restritas financeiramente nos modelos, e utilizando entre outras medidas a variável *Cash Effective Tax Rate* (*Cash ETR*) como *proxy* para atividades de *tax avoidance*, identificaram um declínio médio de aproximadamente 3% na *cash ETR* devido às atividades de *tax avoidance* durante a crise macroeconômica que ocorreu ao longo de 2009 nos Estados Unidos. Assim, os efeitos da crise financeira global também podem trazer evidências do comportamento das empresas restritas e não restritas na relação com a taxa efetiva de impostos sobre o lucro (*Effective Tax Rate - ETR*).

Os estudos sobre *tax avoidance* e restrição financeira foram realizados em diferentes países e/ou contextos, mas pouco se sabe sobre as relações existentes entre a ETR e a RF em empresas latino-americanas. De acordo com Sant'Ana e Zonatto (2015, p.175), "na última década as economias emergentes cresceram mais rapidamente do que as economias desenvolvidas, desempenhando um papel importante para a economia mundial". Para tanto, conhecer o comportamento das firmas latino-americanas, as quais estão alocadas em países emergentes, pode ajudar a compreender os aspectos inerentes as possíveis práticas de *tax avoidance*, associadas à sua situação financeira.

O presente estudo permite conhecer melhor o comportamento da ETR de empresas latino-americanas e sua relação com a restrição financeira (RF), bem como observar a influência da crise financeira global no contexto. Como dito, a princípio, constatou-se que a relação proposta ainda não foi diretamente explorada nas empresas de capital aberto da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru), bem como a inclusão da análise da crise financeira global.

Nesse panorama, ressaltasse que em países desenvolvidos como os Estados Unidos as ETRs têm diminuído sistematicamente ao longo dos anos e, conforme demonstrado por Dyreng, Hanlon, Maydew e Thornock (2017) as características das empresas e as mudanças nas taxas nominais explicam pouco essas alterações. A nível global o mesmo foi observado por Markle e Shackelford (2012) que constataram uma queda das ETRs numa amostra de 82 países entre 1988 e 2009. Uma vez que a presente pesquisa acompanha o comportamento da ETR das empresas latino-americanas num período de 10 anos, pode-se observar, ainda que de forma tangente, se as taxas nominais desses países são diferentes das ETRs divulgadas pelas firmas, mostrando se há a mesma tendência de redução daquele país, e se a possível diminuição destas está associada as características aqui investigadas.

PALAVRAS-CHAVE
Restrição Financeira. Crise Financeira Global.
Effective Tax Rate.

KEY WORDS
Financial Constraints. Global Financial Crisis.
Effective Tax Rate.

PALABRAS CLAVE
Restricción Financiera. Crisis Financiera Global.
Effective Tax Rate.

CÓDIGOS JEL:
H26, M40, G01, M48

2. Literatura Prévia

2.1 Restrição Financeira, *Effective Tax Rate* e Crise Financeira Global

Firmas restritas financeiramente são caracterizadas por Whited (1992) e Lamont, Polk e Sa'a-Requejo (2001) como aquelas que possuem dificuldades em obter recursos financeiros de fontes externas para realizar todos os seus investimentos. Essas restrições, por sua vez, alternativamente, impulsionariam as empresas à captação de recursos internos como fonte de financiamento. Nessa perspectiva, Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) revelam que empresas restritas financeiramente optam pela redução ou não pagamento de dividendos, a fim de minimizar as saídas de caixa, como sendo a principal estratégia de financiamento interno.

Para Edwards, Schwab e Shevlin (2016) as empresas com restrição financeira na tentativa de gerar recursos internos podem reduzir as saídas de caixa através de várias opções, tais como gastos com publicidade, pesquisa e desenvolvimento e despesas de capital, porém tais medidas são suscetíveis de afetar negativamente o desempenho de longo prazo da empresa. Ao contrário dessas técnicas de redução de custos, a redução do pagamento de impostos não traria consequências no longo prazo, desde que executadas dentro da normalidade da lei.

Assim, a redução de impostos sobre o lucro pode ser uma fonte alternativa de financiamento, dado que as fontes de capital tradicionais se tornam mais caras ou mais difíceis de adquirir em situações de restrições financeiras (Armstrong, Blouin, Jagolinzer & Larcker, 2015; Law & Mills, 2015; Edwards, Schwab & Shevlin, 2016). Analisando empiricamente o contexto de mercado norte americano, dois estudos buscaram conhecer a relação entre restrição financeira e *tax avoidance*, a saber: Law e Mills (2015) e Edwards, Schwab e Shevlin (2016). Há ainda o *working paper* de Chen e Lai (2012) que também estuda essa relação.

Dispondo de diferentes metodologias e tendo analisado apenas firmas estadunidenses, as pesquisas de Chen e Lai (2012), Law e Mills (2015) e Edwards, Schwab e Shevlin (2016) investigaram a hipótese de que um aumento inter-período nas restrições financeiras de uma empresa motivaria a retenção de mais caixa, fazendo com que a empresa execute práticas fiscais mais agressivas. Os resultados são de que, de fato, as empresas financeiramente restritas são mais agressivas nas atividades de *tax avoidance* do que empresas não restritas.

Edwards, Schwab e Shevlin (2016) defendem que empresas restritas financeiramente possuem maior incentivo para reduzir os impostos sobre o lucro, independentemente se a fonte da restrição é um choque macroeconômico ou um evento específico da empresa, tais como a perda de um grande cliente. Complementarmente, Brondolo (2009) afirma que a poupança fiscal oriunda de agressividade no *tax avoidance* pode fornecer o capital necessário para financiar as operações correntes da empresa, mantendo os *ratings* de crédito, preservando o *status quo* das cláusulas de restrição e diminuindo o risco de falência.

No geral, a gestão da empresa pode ser compelida a realizar estratégias de *tax avoidance* agressivas e arriscadas durante os períodos de crise e em situações de RF. Ao mesmo tempo, a gestão da empresa pode perceber, por exemplo, que os riscos de auditoria pela autoridade fiscal ou danos à reputação, dadas as circunstâncias específicas de cada empresa, são menos significativas durante períodos de crise

financeira (Richardson, Lanis & Taylor, 2015). Sendo assim, observou-se que estes tópicos carecem de mais pesquisas, sobretudo em países e mercados diferentes do norte americano.

2.2 Effective Tax Rate (ETR) e sua mensuração

A ETR captura a propensão de uma empresa para reduzir o pagamento de impostos sobre o lucro e pode ser utilizada como *proxy* para identificar atividades de *tax avoidance* (Shackelford & Shevlin, 2001; Rego, 2003; Ayres, Jiang & Laplante, 2009; Minnick & Noga, 2010; Hanlon & Heitzman, 2010) que é definida por Hanlon e Heitzman (2010) como a redução dos tributos explícitos sobre o lucro, seja por planejamento tributário, gerenciamento tributário, elisão fiscal, evasão fiscal, dentre outras, não distinguindo, portanto, se a redução de impostos é proveniente de atividades legais ou fraudulentas.

A ETR captura a agressividade tributária de uma empresa quando apresenta valores nas extremidades, ou seja, menores ETRs indicam maior agressividade nas atividades de *tax avoidance*, por outro lado empresas menos agressivas apresentam ETRs próximas a taxa nominal (Dunbar, Higgins, Phillips & Plesko, 2010; Martinez & Silva, 2017). Seu cálculo é demonstrado na **Equação 1**.

$$ETR_{i,t} = \frac{\text{Impostos sobre o lucro}}{\text{Resultado antes dos impostos}}$$

Essa medida possui limitações, dado que ela pode conter informações tanto de incentivos e políticas fiscais, como de planejamento tributário. Por isso, torna-se difícil saber se um nível mais baixo de ETR resulta de isenções fiscais, escolhas contábeis ou outras formas de elisão fiscal (Tang, 2005; Formigoni, Antunes & Paulo, 2009; Guimarães, Macedo & Cruz, 2016). Além disso, a ETR não diferencia evasão fiscal, preferência fiscal do governo ou atividades de *lobbying* em relação aos impostos sobre o lucro (Hanlon & Heitzman, 2010). Entretanto, para os propósitos desta pesquisa, a ETR é utilizada como uma *proxy* da carga tributária, sendo considerada adequada ao presente contexto.

As pesquisas sugerem que podem haver grandes diferenças entre as taxas de impostos nominais e as taxas de impostos efetivas, e que em geral, a ETR tende a ser abaixo da taxa de imposto nominal (Díaz, Rodríguez & Arias, 2014; Dyreng, Hanlon, Maydew & Thornock, 2017). De acordo com a KPMG (2015), as taxas nominais dos países da América Latina utilizados nesta pesquisa são: Argentina 35%; Brasil 34%; Chile 22,5%; Colômbia 25%; México 30%; e Peru 30%.

2.3 Aspectos Teórico-empíricos da Restrição Financeira

O estudo seminal de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) desenvolveu uma teoria da restrição financeira, com a premissa de que empresas com menores pagamentos de dividendos seriam consideradas mais restritas. Kaplan e Zingales (1997) esclarecem que as empresas com RF são aquelas que enfrentam aumento na diferença entre custos de recursos internos e externos, causada pela assimetria informacional ou problemas de agência.

Diversas *proxies* são utilizadas para identificar empresas restritas financeiramente, dentre elas, destacam-se três índices utilizados na literatura, sendo dois deles baseados em Kaplan e Zingales (1997), o índice KZ desenvolvido por Lamont, Polk e Saa-Requejo (2001) e o índice HP desenhado por Hadlock e Pierce (2010) com uma atualização da abordagem KZ, e o terceiro é o índice WW por Whited e Wu (2006) com coeficientes obtidos a partir de um modelo estrutural.

Para Farre-Mensa e Ljungqvist (2016), uma vez que as restrições financeiras enfrentadas pelas empresas não são diretamente observáveis, as pesquisas dependem de *proxies* indiretas (tais como ter um *rating* de crédito ou pagamento de dividendos) com base em combinações lineares de características observáveis das firmas, tais como tamanho, idade e alavancagem. Kirch, Procianny e Terra (2014), por exemplo, ao testar a relação entre restrições ao crédito e investimento das firmas brasileiras, utilizaram o critério do tamanho da firma (logaritmo natural do ativo total) para classificar empresas em restritas e não restritas financeiramente.

Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) e Tsoukas e Spaliara (2014), por sua vez, utilizam o índice de pagamento de dividendos como principal medida para classificar empresas com restrição financeira. A ideia empregada por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) é de que empresas com menores pagamentos de dividendos teriam a intenção de se resguardar de possíveis imprevistos, e as empresas que apresentam restrições financeiras não teriam fluxo de caixa suficiente para pagar dividendos, nem realizar novos investimentos em imobilizado ou intangível.

Após o levantamento da literatura e identificação das diversas *proxies* para classificar empresas na situação de restrição financeira, Demonier, Almeida e Bortolon (2015) consideraram algumas condições relativas a variações de disponibilidade, imobilizado e pagamento de dividendos para formação de uma *proxy* binária a fim de classificar empresas em restritas e não restritas financeiramente.

Como não há uma uniformidade, algumas pesquisas classificam empresas ou aplicam medidas de restrição financeira que nem sempre se adequam a realidade do mercado local e as diferentes amostras no tempo. Dado que não há consenso quanto a medida mais adequada para classificar empresas em situação de restrição financeira daquelas que não apresentam essa condição, esta pesquisa adota uma combinação de eventos baseados na literatura existente e similar à de Demonier, Almeida e Bortolon (2015), uma vez que estes autores estudaram apenas o mercado brasileiro. Assim, para o caso do mercado latino-americano, as empresas em situação de restrição financeira serão classificadas observando os critérios de saldo de novos investimentos e distribuição de dividendos, conforme descrição na metodologia.

2.4 Hipótese de pesquisa

Diante do exposto, objetiva-se analisar se as empresas latino-americanas restritas financeiramente, e em períodos de crise financeira global, reduzem a *Effective Tax Rate*. Dessa forma, a seguinte hipótese de pesquisa é declarada em forma alternativa:

H1: Em média, as empresas latino-americanas em situação de restrição financeira e em períodos de crise financeira global reduzem suas ETRs, a fim de obter mais fontes de recursos internos.

3. Metodologia

3.1 Coleta, Amostra e Tratamento dos Dados

A amostra utilizada na pesquisa é composta pelas empresas de capital aberto, não financeiras, e que estavam ativas durante os anos de 2005 a 2015, nos seguintes países da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Foram 8.300 firmas-ano inicialmente extraídas no banco de dados da Thomson Reuters Eikon®. A **Tabela 1** mostra a composição da amostra, evidenciando sua representatividade.

Tabela 1. Composição da amostra contemplando as empresas nos anos de 2006* a 2015

	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru	Total
Amostra inicial (firmas)	75	288	172	57	101	137	830
Amostra inicial (firmas-ano)	750	2.880	1.720	570	1.010	1.370	8.300
Ajustes (firmas-ano):							
(-) ETRs maiores do que um (1)	13	76	36	12	37	20	194
(-) ETRs menores do que zero (0)	80	398	230	53	160	78	999
(-) Dados faltantes	137	745	331	136	100	330	1.779
Amostra final (firmas-ano)	520	1.661	1.123	369	713	942	5.328

Nota: * Este período compreende os anos de análise, sendo o ano de 2005 usado como base para o cálculo das variáveis elencadas no **Quadro 1**.

Os valores maiores do que um (1) e menores do que zero (0) da variável dependente *ETR* foram excluídos por apresentarem fortes distorções na amostra e por causarem problemas de estimativa de modelo, assim como adotado por Richardson e Lanis (2007); Chen, Wang, Tang (2014) e Law e Mills (2015). Os *outliers* das variáveis de controle foram tratados em razão da possibilidade dessas informações prejudicarem a interpretação dos resultados dos testes estatísticos utilizados na pesquisa. Dessa forma, a amostra final foi composta por 5.328 firmas-ano em um painel desbalanceado.

3.2 Estratégia Empírica

Para atingir o objetivo de analisar se as empresas de capital aberto da América Latina, restritas financeiramente, reduzem a *Effective Tax Rate*, também considerando os efeitos da crise, propõe-se o seguinte modelo básico de estudo, conforme **Equação 2**.

$$ETR_{it} = \beta_1 + \beta_2 RF_{it} + \beta_3 CRISE_t + \beta_4 RF_{it} * CRISE_t + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 ENDIV_{it} + \beta_7 CRESC_{it} + \beta_8 TAM_{it} + \beta_9 INTCAP_{it} + \mu_{it}$$

A fim de minimizar os problemas de classificação para as empresas que atuam no mercado latino-americano, a empresa para ser classificada na categoria de restrição financeira deverá no ano *t*, simultaneamente, apresentar variações negativas para a distribuição de dividendos ($div_t - div_{t-1}$) e

para a aquisição de novos investimentos em imobilizado e intangível, medido pelo *capital expenditure* ($CAPEX - CAPEX_{t-1}$).

As variáveis do modelo são apresentadas no **Quadro 1**, bem como sua descrição, sinal esperado e fundamentação.

Quadro 1. Especificação das variáveis do modelo

Variável	Descrição	Sinal Esperado	Fundamentação
<i>Variável dependente</i>			
<i>ETR</i>	<i>Effective Tax Rate</i> (Extraída da base de dados Thompson Reuters Eikon®)	Não se aplica	Shackelford e Shevlin, (2001); Rego, (2003); Ayres, Jiang e Laplante, (2009); Minnick; Noga, (2010); Chen et al. (2010) Martinez e Silva (2017)
<i>Variáveis independentes</i>			
<i>RF</i>	Restrição Financeira <i>Dummy</i> , sendo 1 para as empresas com restrição financeira e 0 para as demais.	-	Fazzari, Hubbard e Petersen (1988); Tsoukas e Spaliara (2014); Demonier, Almeida e Bortolon (2015)
<i>CRISE</i>	Crise Financeira Global <i>Dummy</i> , sendo 1 para o período de crise (2008-2009) e 0 para os outros anos.	-	Campello, Graham e Harvey (2010); Edwards, Schwab e Shevlin (2016)
<i>Variáveis de controle</i>			
<i>TAM</i>	Tamanho da Firma <i>log</i> do ativo total.	-	Zimmerman (1983); Santos, Cavalcante e Rodrigues (2013); Tsoukas e Spaliara (2014); Guimarães, Macedo e Cruz (2015); Demonier, Almeida e Bortolon (2015)
<i>ENDIV</i>	Endividamento total Exigível total / Ativo total	+ / -	Demonier, Almeida e Bortolon (2015); Santos, Cavalcante e Rodrigues (2013)
<i>CRESC</i>	Crescimento da firma $Receita\ Líquida_{it} - Receita\ Líquida_{it-1} / Receita\ Líquida_{it-1}$	-	Desai e Dharmapala (2009); Badertscher; Katz e Rego (2010); Tang e Firth (2011)
<i>ROA</i>	Rentabilidade <i>Earning Before Income Tax</i> / Ativo total	+	Gupta e Newberry (1997); Richardson e Lanis (2007)
<i>INTCAP</i>	Intensidade do Capital Ativos Fixos / Ativos totais	+ / -	Stickney e McGee (1982); Gupta e Newberry (1997)

A inclusão da variável *CRISE* no modelo se faz necessária, uma vez que estudos revelam a existência de forte influência desse cenário no desempenho e comportamento das empresas restritas financeiramente (Campello, Graham & Harvey, 2010). Para melhor interpretação dos possíveis efeitos desse período, a restrição financeira (*RF*) foi interagida com a *CRISE*. Assim, além de analisar o efeito da *RF* representado pelo β_2 , o coeficiente β_4 ($RF_{it} * CRISE_{it}$) amplia a inferência do efeito da crise no comportamento das empresas restritas frente as práticas de *tax avoidance*, por meio da *ETR*, como alternativa a minimização de custos de outra natureza.

A variável *TAM* é praticamente utilizada em todas as pesquisas que utilizam como variável dependente a *ETR*. As maiores firmas, por possuírem mais recursos econômicos seriam mais bem-sucedidas em minimizar a carga tributária através de atividades de tax avoidance. Por outro lado, por causa dos custos políticos, a *ETR* estaria positivamente relacionada ao tamanho da firma (Zimmerman, 1983). Em relação a variável *ENDIV* a expectativa é de que níveis mais elevados de endividamento poderiam sinalizar maiores reduções da tributação efetiva sobre o lucro (Stickney & McGee, 1982) sugerindo uma relação inversa entre *ENDIV* e *ETR*.

Estudos anteriores demonstraram, ao analisar em conjunto as variáveis *TAM* e *ENDIV* com a *ETR*, que a relação não é clara. Por exemplo, firmas maiores e com o nível de endividamento elevado, por estarem submetidas a uma maior tributação de acordo com a hipótese dos custos políticos, poderiam apresentar *ETR* reduzidas (Santos, Cavalcante & Rodrigues, 2013). Todavia, a associação entre *TAM* e *ENDIV* com a *ETR* pode ter outras explicações, além da influência política, tais como uma melhor gestão tributária, a exploração de atividades com vantagens tributárias, o envolvimento em reestruturações societárias, etc.

A variável *CRESC* é utilizada em pesquisas que envolvem o planejamento tributário, sendo obtida pela variação da receita líquida (Badertscher, Katz & Rego, 2010; Tang & Firth, 2011). *ROA* é uma variável de controle utilizada para capturar mudanças nos resultados operacionais que pode não estar relacionado com os incentivos fiscais (Gupta & Newberry, 1997; Richardson & Lanis, 2007). Por fim, *INTCAP* visa capturar as decisões de investimento e financiamento das empresas, que podem ter impacto sobre a *ETR*. Por exemplo, as legislações de muitos países permitem acelerar a depreciação, impactando os ativos fixos e alterando o lucro de determinado períodos (Stickney & McGee, 1982; Richardson & Lanis, 2007).

4. Resultados

4.1. Estatísticas Descritivas

A **Tabela 2** evidencia as estatísticas descritivas das variáveis analisadas por países da América Latina. Para fins de comparação, de acordo com a KPMG (KPMG, 2015) as taxas nominais dos países pesquisados são: Argentina (35%), Brasil (34%), Chile (22,5%), Colômbia (25%), México (30%) e Peru (30%).

Tabela 2. Estatísticas descritivas

Estatística	<i>ETR</i>	<i>RF</i>	<i>CRISE</i>	<i>ROA</i>	<i>ENDIV</i>	<i>CRESC</i>	<i>TAM</i>	<i>INTCAP</i>
<i>Argentina</i>								
Obs.	520	520	520	520	520	520	520	520
Média	0,3047	0,3558	0,2058	0,0917	0,5321	0,0668	18,7596	0,3968
Desvio-padrão	0,1910	0,4792	0,4047	0,1046	0,2134	0,3119	1,9905	0,2614
Q25	0,1964	0	0	0,0388	0,3718	-0,0980	17,4019	0,1592

Q50	0,3519	0	0	0,0984	0,5278	0,0374	18,8276	0,3849
Q75	0,3935	1	0	0,1567	0,6884	0,1809	20,0142	0,6275
Máximo	0,9513	1	1	0,4169	0,9947	3,2554	24,0589	0,9547
Mínimo	0,0000	0	0	-0,4395	0,0580	-0,7398	12,5145	0,0000
<i>Brasil</i>								
Obs.	1661	1661	1661	1661	1661	1661	1661	1661
Média	0,2629	0,2583	0,1975	0,0741	0,5747	0,1137	20,6727	0,2794
Desvio-padrão	0,1617	0,4378	0,3982	0,1007	0,1997	0,4319	1,8538	0,2422
Q25	0,1639	0	0	0,0312	0,4504	-0,0932	19,4547	0,0621
Q50	0,2660	0	0	0,0714	0,5853	0,0131	20,7279	0,2330
Q75	0,3382	1	0	0,1220	0,7112	0,2400	21,8422	0,4275
Máximo	0,9928	1	1	0,5540	0,9990	4,5181	26,5125	0,9315
Mínimo	0,0000	0	0	-1,4247	0,0002	-0,9320	9,8221	0,0000
<i>Chile</i>								
Obs.	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123
Média	0,1951	0,2671	0,1923	0,0684	0,4855	0,0901	19,6755	0,4339
Desvio-padrão	0,1349	0,4427	0,3943	0,1434	0,1990	0,3380	2,1175	0,2669
Q25	0,1300	0	0	0,0263	0,3635	-0,0680	18,4901	0,2307
Q50	0,1797	0	0	0,0613	0,5032	0,0491	19,8188	0,4417
Q75	0,2271	1	0	0,0951	0,6286	0,2090	21,0711	0,6414
Máximo	0,9816	1	1	1,2388	0,9798	3,5687	24,7505	0,9997
Mínimo	0,0000	0	0	-1,6208	0,0003	-0,9992	12,7791	0,0000
<i>Colômbia</i>								
Obs.	369	369	369	369	369	369	369	369
Média	0,2645	0,1951	0,1843	0,0677	0,3628	0,1434	19,8213	0,3219
Desvio-padrão	0,1619	0,3968	0,3882	0,0586	0,2102	0,5313	2,1169	0,2161
Q25	0,1619	0	0	0,0288	0,1836	-0,0548	18,3626	0,1710
Q50	0,2743	0	0	0,0569	0,3659	0,0524	19,9780	0,2843
Q75	0,3520	0	0	0,0947	0,5493	0,2002	21,4491	0,4760
Máximo	0,9887	1	1	0,3476	0,8551	4,5391	24,9523	0,9443
Mínimo	0,0000	0	0	-0,0599	0,0028	-0,8538	15,4112	0,0000
<i>México</i>								
Obs.	713	713	713	713	713	713	713	713
Média	0,2952	0,2973	0,1865	0,0895	0,5130	0,0671	20,8768	0,3946
Desvio-padrão	0,1546	0,4574	0,3898	0,0704	0,1874	0,2541	1,6137	0,2235
Q25	0,2207	0	0	0,0510	0,3896	-0,0575	19,8484	0,2527
Q50	0,2870	0	0	0,0828	0,5220	0,0488	21,0749	0,4044
Q75	0,3353	1	0	0,1231	0,6565	0,1633	21,8613	0,5506
Máximo	0,9790	1	1	0,5747	0,9841	2,0526	25,1858	0,9613
Mínimo	0,0000	0	0	-0,1919	0,0130	-1,0000	15,6277	0,0000

Peru								
Obs.	942	942	942	942	942	942	942	942
Média	0,2840	0,2643	0,1985	0,1115	0,4126	0,1234	18,8224	0,4673
Desvio-padrão	0,1449	0,4412	0,3991	0,1476	0,1947	0,3757	1,7877	0,2689
Q25	0,2174	0	0	0,0413	0,2712	-0,0428	17,9235	0,2765
Q50	0,3025	0	0	0,0876	0,4114	0,0827	18,7876	0,4718
Q75	0,3373	1	0	0,1488	0,5494	0,2142	20,0138	0,6944
Máximo	0,9542	1	1	0,9342	0,9814	4,9201	22,7841	0,9837
Mínimo	0,0000	0	0	-0,9603	0,0007	-0,9866	12,0655	0,0000

Notas: Obs. = quantidade de observações; Q25 = primeiro quartil; Q50 = mediana; Q75 = terceiro quartil.

De acordo com a **Tabela 2**, observa-se que as ETRs apresentam médias menores que as taxas nominais dos países latino-americanos. De certa forma, este resultado remete a Dyreng, Hanlon, Maydew e Thornock (2017) sugerindo que a tendência observada nos Estados Unidos para mudanças nas ETRs pode também ser observada em outras regiões, como neste caso, uma vez que a *ETR* se mostrou inferior a taxa nominal da maioria dos países aqui investigados. A exceção é observada na média da *ETR* da Colômbia (26,45%), cujo índice é ligeiramente maior que a taxa nominal (25%), sugerindo que as empresas colombianas, em média, não se envolvem em atividades de *tax avoidance*. Isto pode ser confirmado na mediana, em que pelo menos metade dessas firmas apresentam *ETR* maiores do que 27,43%.

O Brasil tem a média da *ETR* mais agressiva, ou seja, apresenta a maior diferença entre a taxa nominal (34%) e a taxa efetiva (26,29%), o que sugere maior esforço em reduzir a *ETR* de suas empresas. A Argentina, Colômbia e Peru apresentaram medianas superiores à média, denotando uma assimetria mais à esquerda na distribuição destes dados, indicando que valores extremamente baixos interferiram na média das *ETR*. O Chile apresenta o menor desvio padrão da *ETR* no período analisado, indicando menor variação. Por sua vez, o maior desvio padrão da *ETR* pode ser observado nas empresas mexicanas, mas isto não distanciou a *ETR* da taxa nominal de impostos sobre o lucro dessas empresas.

4.2. Análise de Regressão

A análise de regressão foi realizada pelo método de dados em painel e os efeitos foram definidos pelo teste de *Hausman*. Todos os modelos foram estimados com efeitos aleatórios e erros padrões robustos, com exceção das firmas peruanas que foram estimadas por efeitos fixos. O modelo *Geral* (contendo todos os países) foi estimado por efeitos fixos com LSDV (*Least Square Dummy Variable*), e os resultados apresentados na última coluna da **Tabela 3**.

Tabela 3. Resultados por país e geral para ETR.

Variável	País						
	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru	Geral
RF	-0,0318 (-1,980)**	0,0203 (1,890)*	0,0071 (0,660)	0,0159 (0,840)	0,0139 (1,010)	0,0254 (1,970)*	0,0067 (1,140)
CRISE	0,0129 (0,700)	-0,0083 (-0,830)	-0,0268 (-2,640)***	-0,0841 (-4,690)***	-0,0162 (-0,850)	0,0518 (3,910)***	-0,0060 (-0,960)
RF*CRISE	0,0230 (0,400)	0,0216 (0,980)	0,0066 (0,320)	0,1233 (1,370)	0,0145 (0,490)	-0,0692 (-2,740)***	0,0117 (0,970)
ROA	0,5019 (5,080)***	0,0928 (1,700)*	-0,0342 (-1,140)	0,5343 (2,280)**	0,0021 (0,490)	0,0374 (0,700)	0,1329 (7,150)***
ENDIV	-0,2800 (-5,090)***	0,0303 (0,850)	0,0432 (1,290)	0,2497 (3,680)***	0,0023 (0,040)	0,1080 (2,220)**	0,0051 (0,400)
CRESC	0,0181 (0,840)	0,0232 (1,880)*	-0,0011 (-0,080)	-0,0233 (-2,270)**	-0,0388 (-1,660)*	0,0206 (1,340)	0,0077 (1,130)
TAM	0,0110 (1,910)*	0,0041 (1,070)	0,0082 (1,620)	-0,0186 (-2,430)**	0,0070 (1,230)	0,0272 (3,260)***	0,0067 (4,970)***
INTCAP	-0,0300 (-0,620)	0,0496 (2,290)**	0,0596 (2,690)***	0,0610 (1,130)	-0,0362 (-1,050)	0,0513 (1,660)	0,0105 (1,180)
Brasil	-	-	-	-	-	-	-0,0505 (-5,240)***
Chile	-	-	-	-	-	-	-01123 (-11,93)***
Colômbia	-	-	-	-	-	-	-0,0412 (-3,390)***
México	-	-	-	-	-	-	-0,0230 (-2,140)***
Peru	-	-	-	-	-	-	-0,0235 (-2,470)***
Intercepto	0,2124 (2,040)**	0,1304 (1,840)*	-0,0101 (-0,100)	0,5025 (3,460)***	0,1651 (1,470)	-0,3150 (-1,990)**	0,1580 (6,490)***
N	520	1661	1123	369	713	942	5.328
R ²	-	-	-	-	-	-	0,0721
R ² Within	0,1486	0,0125	0,0310	0,1270	0,0087	0,046	-
R ² Between	0,3976	0,0758	0,0267	0,3560	0,0601	0,0842	-
R ² Overall	0,2430	0,0223	0,0224	0,2132	0,0123	0,0501	-

Nota: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e México - Efeitos Aleatórios com erros padrões robustos; Peru - Efeitos fixos com erros padrões robustos. Como análise de sensibilidade o modelo *Geral* inclui variáveis dummy de país como controle e foi estimado por efeitos fixos com LSDV (*Least Square Dummy Variables*). Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes das variáveis são as estatísticas t (efeitos fixos) e z (efeitos aleatórios). *, **, ***, representam, respectivamente, significância à 10%, 5% e 1%.

A **Tabela 3** mostra que a Argentina foi o único país que apresentou uma relação negativa, isto é, as empresas com *RF* reduzem em média 3,2% da *ETR* mais do que empresas não restritas financeiramente, portanto isso pode indicar que as firmas *RF* daquele país se envolvem em atividades de *tax avoidance* para minimizar as saídas de caixa, que conforme Edwards, Schwab e Shevlin (2016) pode ser considerada uma fonte relevante de financiamento interno.

Em oposição aos resultados do cenário internacional investigado por outros autores (Chen & Lai, 2012; Law & Mills, 2015; Edwards, Schwab & Shevlin, 2016) as firmas que atuam no Brasil e no Peru, em situação de *RF*, aumentam sua *ETR* em torno de 2% e 2,5%, respectivamente, revelando que tais firmas restritas, aparentemente, não estão focando na minimização de custos com impostos sobre lucro. Tal resultado pode ser justificado pelo fato de que há sempre um conflito entre a possível prática de *tax avoidance* (que gera economia tributária) e o aumento do risco fiscal. Nos demais países não se identificou essa relação.

A variável *CRISE* demonstra que em períodos turbulentos as firmas chilenas e colombianas aumentaram as práticas de *tax avoidance* representada pela redução de 2,7% e 8,4% da *ETR*, respectivamente. Em oposição, as firmas peruanas aumentaram suas *ETR* em 5,2% durante o mesmo período. Quando analisada a interação da *CRISE* com a *RF*, apenas as empresas peruanas intensificaram as práticas de *tax avoidance* em torno de 6,9%.

O comportamento das firmas peruanas pode ser entendido por meio de Richardson, Lanis e Taylor (2015) quando evidenciam que em períodos de crise, as empresas com dificuldades financeiras são mais propícias ao aumento de *tax avoidance* na intenção de reduzir as saídas de caixa. Fazzari, Hubbard e Petersen (2000) defendem a ideia de que nos períodos de crise as empresas podem sofrer pressão de seus credores, sendo incentivadas a usar o fluxo de caixa para aumentar a liquidez e evitar a falência. Para as firmas dos demais países não foram verificadas evidências suficientes que corroborassem com essa ideia.

Secundariamente, os resultados do modelo empírico contribuem para investigação dos outros determinantes da *ETR* aqui analisados. Observa-se, em comparação ao **Quadro 1**, se o comportamento das variáveis de controle se confirmaram. A variável *TAM* apresentou uma relação positiva para as firmas argentinas e peruanas, indicando que as maiores firmas daqueles países aumentam suas *ETR* em 1,1% e 2,7%, respectivamente, e corroborando com a hipótese dos custos políticos de Zimmerman (1983). Por sua vez, apenas a Colômbia apresentou o sinal esperado, ou seja, quanto maior o tamanho da firma, menor a *ETR*, sugerindo que maiores empresas por possuírem maior *know-how* se envolvem em mais atividades de *tax avoidance*.

Para a variável *ENDIV* os resultados revelaram uma relação positiva com a *ETR* nas firmas da Colômbia (0,2497) e do Peru (0,1080), indicando que quanto maior a *ETR*, maior o endividamento. Tal resultado pode estar relacionado a teoria do *tradeoff*, a qual sugere como um dos principais fatores para o uso de capitais de terceiros a possibilidade de dedução dos juros do lucro tributável. As firmas da Argentina foram as únicas a reportarem uma relação inversa entre *ENDIV* e *ETR*, mostrando haver impacto ambíguo da *ETR* no endividamento. Este último resultado está em conformidade com o estudo de Stickney e McGee (1982), entretanto, acredita-se que são necessárias mais pesquisas que aprofundem à questão.

Por sua vez, *CRESC* apresentou-se estatisticamente significativa e com o sinal esperado apenas para a Colômbia (-0,0233) e México (-0,0388), confirmando o resultado de outras pesquisas (Desai & Dharmapala, 2009; Badertscher, Katz & Rego, 2010; Tang & Firth, 2011). No Brasil, a variável *CRESC* retornou um

sinal positivo (0,0232) contrariando os resultados dessas pesquisas. Esperava-se que a variável *ROA* retornasse uma relação positiva com a *ETR*, no entanto, este resultado só se confirmou na Argentina (0,5019), Brasil (0,0928) e Colômbia (0,5343) sendo que os demais países não apresentaram significância estatística. Apesar de *ROA* poder ser impactada por vários motivos, além dos fatores aqui investigados, pesquisas anteriores evidenciaram sua influência na *ETR* (Gupta & Newberry, 1997; Richardson & Lanis, 2007).

Os resultados demonstram que apenas nas firmas brasileiras (0,0496) e chilenas (0,0596) pode-se confirmar a relação positiva entre *ETR* e *INTCAP*. Logo, nesses países, quanto maior a intensidade do capital maior a *ETR*. Esse resultado, apesar de não poder ser generalizado, sugere sua inclusão nas pesquisas que buscam detectar os determinantes da *ETR*. Assim como em Sant'Ana e Zonatto (2015) existem diferenças entre as firmas que atuam nos países da América Latina, e por isso, não foi possível confirmar as relações esperadas em todos eles.

Por fim, no que diz respeito à análise de sensibilidade (modelo *Geral*), observou-se que a inclusão do país, como variável de controle, não foi suficiente para constatar significância estatística das variáveis principais (*RF* e *CRISE*). Entretanto, as variáveis *dummy* para todos países mostraram significância a 1%. Isso pode indicar que as divergências institucionais entre os países da América Latina são capazes de explicar as variações nas *ETR*, mas por apresentar amostras heterogêneas entre si, não conseguiram discriminar estatisticamente o impacto das variáveis de interesse da pesquisa no modelo, com exceção do *ROA* e *TAM* que foram significantes estatisticamente a 1%.

5. Considerações Finais

Esta pesquisa teve como objetivo analisar se as empresas latino-americanas restritas financeiramente, e em períodos de crise financeira global, reduzem a *ETR*. Os resultados encontrados sugerem, dentre outros, que: as firmas argentinas restritas financeiramente reduzem a *ETR* em torno de 3,2%, indicando práticas de *tax avoidance* mais agressivas; Empresas brasileiras e peruanas, restritas financeiramente, aumentam sua *ETR*, contrariando a relação esperada; Em períodos de crise financeira global, firmas chilenas e colombianas têm uma associação negativa entre *ETR* e *CRISE*, isto é, aumentam as práticas de *tax avoidance* nesse contexto; Quando analisada a interação da *CRISE* com a *RF*, apenas as empresas peruanas apresentaram relação significativa, sendo assim, sob o *status* de restrição financeira e em períodos de crise financeira global, as firmas peruanas diminuem sua *ETR*.

Como foi possível notar, a restrição financeira, bem como a crise financeira global afetam de forma diferente as práticas de *tax avoidance* por parte das firmas latino-americanas. De certa forma, já se esperava alguma diferença nos resultados, pois é comum que os modelos não consigam capturar todos os determinantes da *ETR* previstos na teoria, uma vez que questões institucionais, por exemplo, podem impactar os resultados. Ressalta-se que os resultados desta pesquisa se encontram em nível exploratório, e devem ser interpretados com cautela, não sendo possível fazer generalizações para além da amostra analisada. No entanto, como contribuição, a pesquisa confirma que há relação entre o *status* financeiro da firma, a crise e a *ETR*, ou seja, que a situação de restrição financeira das firmas e períodos de turbulência se relacionam com as práticas de *tax avoidance*.

Para futuras pesquisas sugere-se o aprofundamento da análise, considerando outros métodos empíricos, bem como avançar na busca de variáveis que podem impactar as firmas de cada país individualmente no propósito de poder generalizar mais os resultados alcançados, considerando por exemplo, fatores institucionais de cada país. Ainda como sugestão para futuras pesquisas, a amostra poderia ser segregada por setores e pelo ciclo de vida das organizações, o que poderia detalhar melhor o comportamento das variáveis analisadas.

Referências

- AArmstrong, C. S.; Blouin, J. L.; Jagolinzer, A. D. Larcker D. F. (2015), "Corporate governance, incentives, and tax avoidance", *Journal of Accounting and Economics*, Num. 60, pp. 1-17.
- Ayres, B. C.; Jiang, J. X.; Laplante, S. K. (2009), "Taxable income as a performance measure: The effects of tax planning and earnings quality", *Contemporary accounting research*, Vol. 26, Num. 1, pp. 15-54.
- Badertscher, B.; Katz, S. P.; Rego, S. O. (2010), "The Impact of Private Equity Ownership on Portfolio Firms' Corporate Tax Planning". *Harvard Business School*.
- Brondolo, J. (2009), "Collecting taxes during an economic crisis: challenges and policy options", *International Monetary Fund*. Num. 2009-2017.
- Campello, M.; Graham, J. R.; Harvey, C. R. (2010), "The real effects of financial constraints : Evidence from a financial crisis", *Journal of Financial Economics*, Vol. 97, Num. 3, pp. 470-487.
- Chen, C.; Lai S. (2012), "Financial Constraint and Tax Aggressiveness", *Working paper, University of Auckland and Chinese University of Hong Kong*.
- Chen, S.; Chen, X.; Cheng, Q.; Shevlin, T. (2010), "Are family firms more tax aggressive than non-family firms?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 95 Num. 1, pp. 41-61.
- Chen, X.; Wang, N. H. X.; Tang, X. (2014), "Tax avoidance and firm value: evidence from China", *Nankai Business Review International*. Vol. 5 Num. 1 pp. 25- 42.
- Demonier, G. B.; Almeida, J. E. F.; Bortolon, P. M. (2015), "O Impacto da Restrição Financeira na Prática do Conservadorismo Contábil", *Revista Brasileira de Gestão de Negócios, São Paulo*, Vol. 17, Num. 57, pp. 1264-1278.
- Dunbar, A. Higgins, D.; Phillips, J.; Plesko, G. (2010), "What do Measures of Tax Aggressiveness Measure?" *Proceedings of the National Tax Association Annual Conference on Taxation*, pp.18-26.
- Desai, M. A.; Dharmapala, D. (2009), "Corporate tax avoidance and firm value", *The review of Economics and Statistics*, Vol. 91, Num. 3, pp. 537-546.
- Díaz, A. F.; Rodríguez, E. F.; Arias, A. M. (2014), "Determinantes geográficos e institucionales de la presión fiscal internacional por impuesto sobre beneficios", *Globalización, Competitividad y Gobernabilidad de Georgetown/Universia*, Vol. 8, Num. 3, pp. 16-32.
- Dyreg, S. D.; Hanlon, M.; Maydew, E. L.; Thornock, J. R. (2017), "Changes in corporate effective tax rates over the past 25 years". *Journal of Financial Economics*, Vol. 124, Num. 3, pp. 441-463.

Edwards, A.; Schwab, C. M.; Shevlin, T. J. (2016), "Financial Constraints and Cash Tax Savings". *The Accounting Review*, Vol. 91, Num. 3, pp. 859-881.

Farre-Mensa, J.; Ljungqvist, A. (2016), "Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints?" *The Review of Financial Studies*, Vol. 29, Num. 2, pp. 271-378.

Fazzari, S. M. Hubbard, R. G.; Petersen, B. C. (1988), "Financing constraints and corporate investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, Num.1, pp.141-206.

Fazzari, S. M.; Hubbard, R. G.; Petersen, B. C. (2000), "Investment-cash flow sensitivities are useful: A comment on Kaplan and Zingales", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, Num. 2, pp. 695-705.

Formigoni, H.; Antunes, M. T.; Paulo, E. (2009), "Diferença entre o lucro contábil e lucro tributável: uma análise sobre o gerenciamento de resultados contábeis e gerenciamento tributário nas companhias abertas brasileiras", *Brazilian Business Review*, Vol.6, pp.44-61.

Guimarães, G. O. M.; Macedo, M. A. S.; Cruz, C. F. (2016), "Análise da alíquota efetiva de tributos sobre o lucro no Brasil: Um estudo com foco na ETRt e na ETRc", *End. Ref. Cont.*, Vol. 35, Num. 1, pp. 1-16.

Gupta, S.; Newberry, K. (1997), "Determinants of the variability on corporate effective tax rates: evidence from longitudinal data", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.16, pp.1-34.

Hadlock, C. J.; Pierce, J. R. (2010), "New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index", *Review of Financial Studies*, Vol. 23, Num. 5, pp. 1909-1940.

Hanlon, M.; Heitzman, S. (2010), "A Review of Tax Research", *Journal Accounting and Economics*, Vol. 50, Num. 2-3 pp. 127-178.

Kaplan, S. N.; Zingales, L. (1997), "Do Investment cash-flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, Oxford, Vol. 112, Num. 1, pp. 169-215.

KPMG. (2015), "2015 Global Tax Rate Survey", Available at: <https://home.kpmg.com/xx/en/home/insights/2015/10/global-tax-rate-survey.html>

Kirch, G.; Procianny, J. L.; Terra, P. R. S. (2014), "Restrições Financeiras e a Decisão de Investimento das Firms Brasileiras", *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 68, Num. 1, pp. 103-123.

Lamont, O.; Polk, C.; Saá-Requejo, J. (2001), "Financial constraints and stock returns", *Review of Financial Studies*, Vol. 14, Num. 2, pp. 529-554

Law, K.; Mills, L. F. (2015), "Taxes and Financial Constraints: Evidence from Linguistic Cues", *Journal of Accounting Research*, Vol. 53, Num. 4, pp. 777-819.

Markle, K. S.; Shackelford, D. A. (2012), "Cross-Country Comparisons of Corporate Income Taxes", *National Tax Journal*, Vol. 65, Num.3, pp. 493-527.

Martinez, A. L.; Silva, R. F. (2017), "Agressividade Fiscal e o Custo de Capital de Terceiros no Brasil", *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, Vol. 7, Num. 1, pp. 240-251.

Minnick, K.; Noga, T. (2010), "Do corporate governance characteristics influence tax management?", *Journal of Corporate Finance*, Vol. 16, pp.703-718.

Rego, S. O. (2003), "Tax-avoidance activities of US multinational corporations", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, Num. 4, pp. 805-833.

Richardson, G.; Lanis, R.; Taylor, G. (2015), "Financial distress, outside directors and corporate tax aggressiveness spanning the global financial crisis: An empirical analysis", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 52, pp. 112-129.

Richardson, G.; Lanis, R. (2007), "Determinants of the variability in corporate effective tax rates and tax reform: Evidence from Australia", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 26, Num. 6, pp. 689-704.

Sant'Ana, C. F.; Zonatto, V. C. S. (2015), "Determinantes da Taxa de Imposto Efetiva de Empresas da América Latina", *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, Vol. 10, Num. 3.

Santos, M. A. C.; Cavalcante, P. R. N.; Rodrigues, R. N. (2013), "Tamanho da firma e outros determinantes da tributação efetiva sobre o lucro no Brasil", *Advances in Scientific and Applied Accounting-ASAA*, Vol. 6, Num. 2, pp. 179-210.

Shackelford, D. A.; Shevlin, T. (2001), "Empirical tax research in accounting", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Num. 1-3, pp. 321-387.

Stickney, C. P.; McGee, V. E. (1983), "Effective corporate tax rates the effect of size, capital intensity, leverage, and other factors", *Journal of accounting and public policy*, Vol. 1, Num. 2, pp. 125-152.

Tang, T. Y. H. (2005), "The Market Perception of BTD: an empirical study in China's capital markets", *The Accounting Review*.

Tang, T. Y. H.; Firth, M. (2011), "Can book-tax differences capture earnings management and tax management? Empirical evidence from China", *The International Journal of Accounting*, Vol. 46, Num. 2, pp. 175-204.

Tsoukas, S.; Spaliara, M-E. (2014), "Market Implied Ratings and Financing Constraints: Evidence from US Firms", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 41, Num. 1-2, pp. 242-269.

Whited, T. M. (1992), "Debt, liquidity constraints, and corporate investment: Evidence from panel data", *Journal of Finance*, Vol. 47, Num. 4, pp. 1425-1460.

Whited, T. M.; Wu, G. (2006), "Financial constraints risk", *Review of Financial Studies*, Vol. 19, Num. 2, pp. 531-559.

Zimmerman, J. L. (1983), "Taxes and firm size", *Journal of Accounting and Economics, North-Holland*, Num. 5, pp. 119-149.