

Smoothness and accruals: quality of accounting information analysis in the french and brazilian markets

Smoothness e accruals: análise da qualidade das informações contábeis nos mercados francês e brasileiro

Geraldo Magella Obolari de Magalhães
Wilson Machado Enes

Abstract: The Quality of Accounting Information (QAI) influences corporate results by providing clear and safe information to investors who, when making decisions in the capital markets, are provided with greater reliability and transparency about the financial realities of companies. In this sense, the objective of this article is to analyze comparatively, the QAI and the management of results of publicly traded companies in developed and emerging economies, represented, respectively, by French and Brazilian companies, in order to highlight possible differences between the two realities. The research has a quantitative approach, using descriptive and exploratory statistics, with regression with unbalanced panel data and correlation analysis. The results suggest that French companies present higher QAI than Brazilian ones, so that the latter are more prone to earnings management than the former, although no statistically significant difference was found between the two markets. The research contributes with the reflection on the managerial characteristics of companies belonging to such diverse economies.

Keywords: Quality of accounting information; Earnings management; Smoothness; Accruals; Capital markets.

Resumo: A Qualidade das Informações Contábeis (QIC) influencia o resultado empresarial ao fornecer informações claras e seguras para os investidores que, ao tomarem suas decisões, têm maior confiabilidade e transparência sobre as realidades financeiras das empresas. Nesse sentido, o objetivo deste artigo é analisar comparativamente, a QIC e o gerenciamento de resultados de empresas de capital aberto em economias desenvolvidas e emergentes, representadas, respectivamente, por empresas francesas e brasileiras, a fim de evidenciar eventuais diferenças entre estas realidades. A pesquisa é quantitativa, e utiliza estatísticas descritiva e exploratória, regressão com dados em painel desbalanceado e análise de correlação. Os resultados sugerem que as empresas francesas apresentam maior QIC que as brasileiras, tendo, estas últimas, maior tendência ao gerenciamento dos resultados que as primeiras, mesmo não existindo diferença estatística significante entre os dois mercados. A pesquisa contribui com a reflexão sobre as características gerenciais de empresas participantes de economias diversas.

Palavras-chave: Qualidade das informações contábeis; Gerenciamento de resultados; Suavização de resultados, *Accruals*; mercado de capitais.

A qualidade da informação contábil (QIC) possibilita, internamente, que a empresa tome decisões sobre a melhor alocação dos recursos para a maximização do valor para os acionistas. Externamente, permite a avaliação do desempenho econômico- financeiro realista, oportunizando investidores e *stakeholders* estimarem fluxos de caixa líquidos futuros (Comitê de Pronunciamentos Contábeis, 2011). Nesse sentido, a informação contábil precisa ser completa, compreensível, confiável, consistente e transparente.

A informação contábil de qualidade reduz o grau de incerteza e a assimetria da informação, contribuindo para melhorar a eficiência do mercado de capitais em relação à gestão do risco (Mazzioni & Klann, 2016). Por outro lado, pode-se gerar um prejuízo no momento em que gestores fazem o uso indevido destas informações, relativas ao desempenho financeiro da empresa, quando for do seu interesse.

Empresas que têm operações no exterior possuem maiores incentivos para fornecer informação financeira fidedigna. A concorrência internacional criou incentivos para melhorar a qualidade e a comparabilidade da informação contábil, frente à necessidade de investidores (Mazzioni & Klann, 2016).

Vasconcelos e Callado (2019) enfatizam a necessidade da transparência sobre informações contábeis e a adoção de normas no âmbito internacional, como as Normas Internacionais de Relatório Financeiro (*International Financial Reporting Standards - IFRS*), que reforçam a relevância das informações na eficiência

da avaliação econômico- financeira das empresas. Nesse sentido, esse artigo tem como objetivo analisar, comparativamente, a QIC e o gerenciamento de resultados em empresas de capital aberto dos mercados brasileiro e francês, representando, respectivamente, mercados economicamente emergente e desenvolvido.

Este estudo justifica-se uma vez que análises comparativas de diferentes mercados, sobre a avaliação de efeitos da QIC no valor de mercado de empresas, não é um tema comumente encontrado entre os trabalhos científicos.

Revisão Da Literatura

Qualidade das Informações Contábeis e Gerenciamento de Resultados

Billett, Garfinkel e Yu (2017) alertam para a assimetria das informações nos mercados, pois elas impactam os resultados empresariais. A assimetria informacional cria um ambiente incerto e seguro, no qual a manipulação de informações financeiras pelos gestores promove o gerenciamento de resultados (Vieira, Queiroz & Cavalcante, 2019). Vieira *et al.* (2019) definem o gerenciamento de resultados como uma intervenção arbitrária nos relatórios financeiros (pelos gestores) que não representa a situação real da empresa, com o objetivo de influenciar a análise externa do desempenho empresarial e obter benefício particular.

Os gestores podem usar a discricionariedade para atender interesses próprios, auferindo ganhos e aumentos de valor para a empresa. Pressupostos teóricos como o de conflito de agência entre gestor e acionista é uma das explicações para tal comportamento (Vieira *et al.*, 2019). A QIC pode ser impactada pelo gerenciamento de resultados, principalmente porque seu conteúdo informativo está diretamente ligado aos *accruals* (diferenças entre regimes de competência e caixa).

Mazzioni e Klann (2016) corroboram o uso do gerenciamento de resultados quando afirmam que as empresas são motivadas por certos incentivos na divulgação dos números contábeis, a exemplo da concentração de propriedade, da alavancagem financeira, da presença em listagem estrangeira, etc. A pesquisa de Kolozsvari e Silva Macedo (2016) observou a relação entre a suavização de resultados e a persistência em termos de qualidade informacional dos lucros reportados, com foco em empresas da BM&FBOVESPA, no período de 2004 a 2013. Os autores constataram que a presença da suavização reduziu a persistência dos lucros reportados, reduzindo a QIC.

Machado, Venturini, Grando e Paulo (2020) relatam que os diversos contextos institucionais das empresas mostram diferentes formas de conservadorismo contábil no reconhecimento da receita, dependendo do sistema jurídico específico. Os contextos que tratam maior monitoramento das informações reportadas, tendem a apresentar demonstrações contábeis mais conservadoras, em virtude do controle sobre as estratégias que embasam o processo decisório.

Dessa forma, os aspectos relacionados aos países nos quais as empresas fazem suas negociações podem afetar suas escolhas contábeis, tendo em vista que ambientes regulatórios mais rígidos tendem a oferecer maior proteção aos usuários externos da informação. Isso porque o nível de conservadorismo e otimismo nas demonstrações contábeis está associado ao sistema legal, no qual instrumentos de *enforcement* mais severos tendem a diminuir a discricionariedade dos gestores na tomada de decisão, oportunizando maior conservadorismo nas decisões das empresas (Machado *et al.*, 2020).

Mensuração da Qualidade das Informações Contábeis

A mensuração da QIC envolve algumas *proxys* de base contábil amplamente utilizadas em estudos sobre o tema, das quais duas são utilizadas neste estudo: a qualidade dos *accruals* e a suavização dos lucros ou resultados (*smoothness*) (Mazzioni & Klann, 2016). Os *accruals* são provisões derivadas de apropriações geradas pelo regime de competência, implicando que os efeitos financeiros das transações são reconhecidos no momento em que ocorrem, independentemente dos efetivos pagamentos ou recebimentos. (Dechow, 1994). Para Dechow (1994) uma justificativa para se utilizar os *accruals* na mensuração do desempenho financeiro é que gestores normalmente têm certo poder discricionário sobre o reconhecimento de *accruals*, e pode sinalizar informação privilegiada ou manipulação dos resultados.

A comparação dos *accruals* com as realizações do fluxo de caixa permite avaliar sua qualidade bem como a QIC. Maiores valores dos *accruals* indicam uma pior qualidade informacional e, portanto, lucros de menor qualidade. A qualidade dos *accruals* está associada a lucros mais persistentes e à melhoria na capacidade dos lucros em avaliar o desempenho da empresa (Mazzioni & Klann, 2018).

No que diz respeito à suavização dos resultados, ou *smoothness*, discute-se acerca das práticas dos gestores que está diretamente ligada à variabilidade dos resultados empresariais (Kolozsvari & Silva Macedo, 2016, 2018). A suavização dos resultados é um caso especial de gerenciamento de resultados, no qual os gestores suavizam a volatilidade intertemporal nos lucros divulgados, entregando resultados mais estáveis,

que sugerem alta qualidade dos lucros (Mazzioni & Klann, 2018). Acredita-se que a suavização dos

resultados também acarreta a redução da persistência do lucro, pois o comportamento da série temporal torna-se suave, mitigando impactos que poderiam ser relevantes para a QIC (Kolozsvari & Silva Macedo, 2018). Dessa forma, uma maior suavização de resultados retrata maior interferência dos gestores no regime de competência, gerando pior QIC.

Metodologia

A amostra consistiu em 592 empresas de capital aberto francesas, com dados coletados entre 1987 e 2017, e 222 empresas brasileiras, com dados de 1995 e 2017, períodos definidos pela disponibilidade de acesso aos dados da base Osiris. A escolha da França como país representante dos mercados desenvolvidos deveu-se ao fato de um dos autores deste estudo ter tido acesso aos dados financeiros das empresas desse país quando cursou o pós-doutorado na Universidade de Grenoble.

O método de análise aplicado foi o de dados em painéis desbalanceados, no *software* de tratamento estatístico R. O uso de dados em painel considera as variáveis específicas para cada indivíduo e ao longo do tempo. Os dados das empresas da França e Brasil foram tratados como amostras distintas em função das legislações e mercados próprios de cada país.

Para estimar a QIC por meio dos *accruals*, Francis, LaFond, Olsson e Schipper (2005) apresentam uma aplicação do modelo de Jones (1991) modificado, o qual consiste na estimativa dos *accruals* totais, resultado da soma de *accruals* discricionários e não discricionários (Quadro 1).

Quadro 1 – Modelos de Jones (1991) para *accruals* totais, discricionários e não discricionários

Modelos	Parâmetros
$TA_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + \beta_{2i} \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it}$	TA_{it} : <i>accruals</i> totais; α_i : parâmetro de variação do inverso de A_{it-1} ; A_{it-1} : ativo total no tempo $t-1$; β_{1i} : parâmetro de variação da razão $\Delta REV_{it}/A_{it-1}$; ΔREV_{it} : variação de receitas (revenues); β_{2i} : parâmetro de variação da razão PPE_{it}/A_{it-1} ; PPE_{it} : ativo imobilizado gross (property, plant, and equipment) e ε_{it} : resíduos da empresa i , no período t .
$DA_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + \beta_{2i} \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it}$	DA_{it} : <i>accruals</i> discricionários.
$NDA_{it} = TA_{it} - DA_{it}$	NDA_{it} : <i>accruals</i> não discricionários.

No modelo de Jones (1991), as variáveis utilizadas para cálculo dos *accruals* totais são apresentadas no Quadro 2, bem como as mensurações do capital de giro, dos *accruals* totais e da regressão estimada, da qual se extraíram os resíduos que representam os *accruals* discricionários (parte não explicada dos *accruals* totais). Quanto maiores os *accruals* discricionários, pior tende a ser a QIC.

Quadro 2 – Variáveis dos modelos de Jones (1991)

Variáveis e Mensurações	Parâmetros
$CGL_{it} = AC_{it} - PC_{it}$	CGL_{it} : capital de giro da empresa i no período t ; AC_{it} : ativo circulante da empresa i no período t e PC_{it} : passivo circulante da empresa i no período t .
$TA_{it} = CGL_{it} - Caixa_{it} - Dívida_{it} - Depreciação_{it}$	TA_{it} : <i>accruals</i> totais da empresa i no período t ; $Caixa_{it}$: caixa ou equivalente de caixa da empresa i no período t ; $Dívida_{it}$: dívida líquida da empresa i no período t e $Depreciação_{it}$: depreciação da empresa i no período t .
$\frac{TA_{it}}{AL_{it-1}} = \alpha_i \left(\frac{1}{AFT} \right) + \beta \left(\frac{\Delta REC_{it}}{AL_{it-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{it}{AL_{it-1}} \right) + \varepsilon_t$	AL_{it-1} : ativos líquidos da empresa i no período t ; ΔREC_{it} : variação da receita da empresa i no período t ; AFT : ativos fixos totais da empresa i no período t e ε_t : <i>accruals</i> discricionários no período t .

Fonte: Elaborada pelos autores.

Outra forma de medir a qualidade dos *accruals* é pelo modelo de Francis *et al.* (2005), que propuseram a inclusão de provisões atuais de capital de giro, fluxos de caixa anteriores, além de variações de receitas e de propriedade, conforme Quadro 3. As variáveis foram ajustadas ao total de ativos e tratadas com regressão linear múltipla e dados em painel (longitudinal).

Quadro 3 – Modelo de Francis *et al.* (2005) para *accruals* totais

Modelo	Parâmetros
TCA_{it}	TCA_{it} : total dos <i>accruals</i> correntes da empresa i no período t ; CFO_{it-1} : fluxo de caixa operacional da empresa i no período t ; Δ
$= \alpha + \phi_1 CFO_{it-1} + \phi_2 CFO_{it} + \phi_3 CFO_{it+1} + \phi_4 \Delta REC_{it} + \phi_5 AFT_{it}$	REC_{it} : variação das receitas da empresa i entre o período t e $t-1$; AFT_{it} : ativos fixos tangíveis da empresa i no período t ; $\phi_{1,2,3,4,5}$: coeficiente das variáveis e ε_{it} : resíduos da empresa i no período t .

Fonte: Elaborada pelos autores.

A estimação da QIC pelo *smoothness* ou suavização de resultados deu-se a partir do índice de Eckel (1981), segundo a equação (1):

$$Smoothness_{it} = \frac{CV\Delta I}{CV\Delta s} \quad (1),$$

onde *Smoothness*_{it}: índice de suavização de resultados da empresa i no período t ; *CV* Δ *I*: coeficiente de variação dos resultados (*incomes*) da empresa i no período t e *CV* Δ *s*: coeficiente de variação das vendas (*sales*) da empresa i no período t . O modelo de *smoothness* utilizou como *proxy* de resultado o lucro operacional líquido, e como *proxys* de receitas, as receitas das empresas. Como a QIC avaliada com base na suavização consistiu em um índice, seu teste de validação deu-se pela diferença de variações entre os coeficientes de lucro e receita, o que Eckel (1981) denominou suavização artificial.

Segundo Almeida, Neto, Bastianello e Moneque (2012), quando o coeficiente de variação (CV) dos ganhos é menor ou igual ao das vendas, há evidências de suavização dos resultados. Isso piora a QIC, pois distorce os dados nos demonstrativos contábeis, podendo afetar a tomada de decisão do investidor. O índice original de Eckel (1981) foi estimado para o período, e anualmente para cada país, enquanto a suavização foi estimada anualmente e por empresa, conforme Almeida *et al.* (2012). Na estimativa da suavização, propôs-se a troca da *proxy* de resultado (lucro operacional líquido) pelo EBTIDA, devido à menor probabilidade de alteração do lançamento pelo gestor.

Análise E Discussão De Resultados

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas do modelo de *accruals* de Jones (1991) para as empresas francesas. 50% das observações têm valor de caixa superior ao da dívida líquida; porém, no terceiro quartil, a situação inverte. O ativo corrente supera o passivo, denotando disponibilidade de ativos. A estimativa dos *accruals* apresentou resultados incompletos quanto às suas limitações (Miller e Martinez, 2016).

Tabela 1 - Estatísticas descritivas do modelo de *accruals* de empresas francesas (1987 a 2017)

Variável (mil)	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Caixa	10,86	200,78	959,47	-0,69	1,27	6,23	39,48	25.181,00
Ativo Corrente	8,49	1.594,53	5.722,35	0,00 ¹	25,76	91,67	555,40	89.081,93
Passivo Corrente	7,79	1.452,44	5.040,40	0,00 ¹	17,09	64,93	416,65	64.682,26
Dívida Líquida	10,96	680,45	3.198,29	-6.398,00	-2,89	4,25	87,53	68.847,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ¹Valores não nulos.

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo. O intercepto significativo indica existência de outros fatores que explicam o gerenciamento de resultados. Os ativos fixos totais foram significativos e apresentaram CV negativo, indicando relação inversa entre eles e o gerenciamento de resultados; assim, menor é a diferença entre fluxos de caixa e lucros operacionais. O modelo apresentou baixo poder explicativo com relação aos *accruals* (R² de 0,01).

Tabela 2 - Modelo de *accruals* da França de acordo com Jones (1991) - (1987 a 2017)

Modelo <i>pooled</i> – França	Coeficientes	Desvio	Estatística T	P-valor	
Intercepto	-603.091,50	40.198,80	-15,00	< 0,001	***
1/Ativos	124.917.656,30	66.788.806,30	1,87	0,06	.
Δ REC	-4.287,80	8.737,50	-0,49	0,62	
AFT	-60.548,40	7.897,10	-7,67	< 0,001	***
R-quadrado	0,01				
R-quadrado ajustado	0,01				

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ***, **, * significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Na estimativa de *accruals* das empresas francesas com o modelo de Francis *et al.* (2005) (Tabela 3) o intercepto não foi significativo. O fluxo de caixa operacional defasado e as variações de receitas e ativos fixos totais foram estatisticamente significativos e explicam os *accruals*. A variação de receita impacta positivamente os *accruals* e a influência de ativos fixos totais foi positiva, sendo que o coeficiente do fluxo defasado apresentou relação negativa com os *accruals*. O modelo manteve o baixo poder explicativo sobre *accruals*.

Tabela 3 - Modelo de *accruals* da França de acordo com Francis *et al.* (2005) - (1987 a 2017)

Modelo de efeitos aleatórios - França	Coeficientes	Desvio	Estatística T	P-valor	
Intercepto	-0,07	0,09	-0,72	0,47	
β FC0t—1	-0,45	0,20	-2,26	0,02	*
β FC0t	-0,24	0,20	-1,24	0,22	
β FC0t+1	-0,07	0,16	-0,45	0,65	
Δ REC	0,18	0,04	4,17	< 0,001	***
AFT	0,09	0,02	4,07	< 0,001	***
R-quadrado	0,01				
R-quadrado ajustado	0,01				

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ***, **, * significância estatística a 1%, 5% e 10%.

A Tabela 4 mostra as estatísticas descritivas do modelo de *accruals* para o Brasil. O terceiro quartil aponta o limite das distribuições dos dados. O ativo corrente supera o passivo, denotando disponibilidade de ativos, como no caso da França. Em termos de disponibilidade de caixa e de dívidas, não há a superação de valores.

Tabela 4 - Estatísticas descritivas do modelo de *accruals* de empresas brasileiras (1995 a 2017)

Variável (mil)	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Caixa	10,22	313,64	2.236,64	-10,13	0,00	0,00	39,65	100.892,00
Ativo Corrente	10,42	834,70	4.937,53	0,00 ¹	0,00	0,00	197,60	169.581,00
Passivo Corrente	10,42	598,50	3.376,88	0,00 ¹	0,00	0,00	140,16	111.572,00
Dívida Líquida	10,21	710,76	7.470,83	-10.235,79	0,00	0,00	47,46	391.957,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ¹Valores não nulos.

A estimativa para os *accruals* pelo modelo de Jones (1991) (Tabela 5) apresentou resultados incompletos. Há significância estatística do intercepto e as variações de receitas explicam os *accruals*. O delta de variações de receita foi negativo e estatisticamente significativo, e inversamente proporcional aos *accruals*.

Tabela 5 - Modelo de *accruals* do Brasil de acordo com Jones (1991) - (1995 a 2017)

Modelo <i>pooled</i> - Brasil	Coefficientes	Desvio	Estatística T	P-valor
Intercepto	-1.296.335,24	138.736,82	-9,34	< 0,001 ***
1/Ativos	-41.506,28	3.604.439,07	-0,01	0,99
ΔREC	-2.275,93	190,98	-11,92	< 0,001 ***
<i>AFT</i>	1.294,04	3.332,95	0,39	0,70
R-quadrado	0,04			
R-quadrado ajustado	0,04			

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ***, **, * significância estatística a 1%, 5% e 10%.

A avaliação dos *accruals* pelo modelo de Francis *et al.* (2005) (Tabela 6) apresentou significância estatística somente da variação de receitas, impactando positivamente os *accruals*. O intercepto não foi significativo e o baixo poder explicativo persistiu.

Tabela 6 - Modelo de *accruals* do Brasil de acordo com Francis *et al.* (2005) - (1995 a 2017)

Modelo de efeitos aleatórios - Brasil	Coefficientes	Desvio	Estatística T	P-valor	
Intercepto	-9,40	8,46	-1,11	0,27	
β_{FC0t-1}	-0,57	0,54	-1,07	0,29	
β_{FC0t}	0,61	0,42	1,44	0,15	
β_{FC0t+1}	-0,05	0,23	-0,22	0,83	
ΔREC	0,15	0,04	3,91	< 0,001	***
<i>AFT</i>	23,19	16,09	1,44	0,15	
R-quadrado	0,04				
R-quadrado ajustado	0,03				

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ***, **, * significância estatística a 1%, 5% e 10%.

A estimativa dos *accruals* totais apresentou baixo poder explicativo para França e Brasil pelo modelo de Jones (1991). Porém, as empresas francesas obtiveram melhores resultados, apresentando maior ativo corrente, menor passivo corrente e menor dívida líquida, mesmo com um caixa inferior ao das brasileiras. As mensurações francesas apresentaram menor variabilidade que as brasileiras. E mesmo com baixo R^2 , o modelo para a França teve desempenho superior ao do Brasil, sugerindo melhor QIC na França.

Os modelos de Francis *et al.* (2005) também apresentaram baixo poder explicativo. Isso implica uma elevada parte não explicada (*accruals* discricionários), sugerindo gerenciamento de resultados em ambos os contextos (Brasil e França).

Quanto ao *smoothness*, de acordo com Eckel (1981), quando os CVs do lucro líquido são menores ou iguais aos das vendas, há uma suavização pelos gestores (artificial). Para Almeida *et al.* (2012), a suavização também acontece pela variação dos índices entre 0,90 a 1,10, sendo esta a referência utilizada nesta pesquisa. A

Tabela 7 mostra as estatísticas descritivas dos índices de suavização da França, com base no modelo de Eckel (1981). E a partir do modelo de Almeida *et al.* (2012), foram estimados os coeficientes de variação percentual por empresa e ano, diretamente com as *proxys* de lucro e receita.

Tabela 7 - Estatísticas descritivas do modelo de suavização de empresas francesas (1987 a 2017)

Variável (mil)	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Lucro	7,91	152,46	704,26	0,00 ¹	1,91	8,56	53,36	19.403,74
Receitas	9,27	2.952,59	10.778,18	0,00 ¹	35,34	155,46	1.009,15	240.677,02
EBITDA	9,29	427,54	1.918,23	0,00 ¹	4,12	19,32	137,95	45.767,57

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ¹Valores não nulos.

Para os coeficientes de variação do lucro, receita e EBITDA estimados segundo Eckel (1981) (Tabela 8), há uma maior variabilidade do lucro e do EBITDA, e esta também está presente no modelo de Almeida *et al.* (2012) (Tabela 9). As médias e medianas dos coeficientes segundo Eckel (1981) foram bem próximas, indicando centralidade da distribuição, diferente de Almeida *et al.* (2012), cujos valores apontam maior dispersão dos coeficientes. Nas Tabelas 8 e 9, em até 25% das observações há uma forte tendência de suavização artificial (coeficientes próximos do lucro e das receitas).

Tabela 8 - Estatísticas descritivas das variáveis do modelo de Eckel (1981) no mercado francês (1987 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Coeficiente do lucro	29,00	3,52	1,22	1,66	2,26	3,50	4,70	5,26
Coeficiente das receitas	29,00	3,05	0,93	1,59	2,08	3,12	3,98	4,31
Coeficiente do EBITDA	29,00	3,88	0,93	2,51	3,10	3,61	4,86	5,39

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 9 - Estatísticas descritivas das variáveis do modelo de Almeida *et al.* (2012) no mercado francês (1987 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Coeficiente do lucro	6.516,00	1,22	23,37	-1,00	-0,16	0,12	0,47	1.770,00
Coeficiente das receitas	8.206,00	0,28	6,97	-0,95	-0,01	0,07	0,17	584,08
Coeficiente do EBITDA	8.215,00	0,83	16,43	-1,00	-0,09	0,08	0,29	1.146,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados dos índices pelo modelo de Eckel (1981) (Tabela 10) indicam valores superiores a 1,10 e positivos para o lucro e o EBITDA. O índice não atesta a suavização da maioria dos resultados. No primeiro quartil há índices no intervalo previsto em Almeida *et al.* (2012) (Tabela 11) que atestam suavização dos resultados.

Tabela 10 - Estatísticas descritivas dos índices do modelo de Eckel (1981) no mercado francês (1987 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Índice	29,00	1,15	0,14	0,89	1,05	1,14	1,21	1,47
Índice com EBITDA	29,00	1,31	0,16	1,06	1,20	1,29	1,40	1,64

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 11 - Estatísticas descritivas dos índices do modelo de Almeida *et al.* (2012) no mercado francês (1987 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Índice	6.503,00	-1,71	635,65	-43.600,71	-0,91	1,28	4,79	9.616,86
Índice com EBITDA	8.202,00	-23,46	2.401,07	-216.813,08	-0,04	1,15	2,80	6.549,52

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 12 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis dos índices de suavização do Brasil. No modelo de Eckel (1981) (Tabela 13), foram calculadas as médias e os desvios anuais de ganhos e receitas. Por

Almeida *et al.* (2012) (Tabela 14), foram estimados os coeficientes de variação percentual por empresa e ano, com as *proxys* lucro e receita. Nas estatísticas descritivas segundo Eckel (1981) há maior variabilidade do lucro e do EBITDA em relação às receitas, como no caso da França. Porém, isso não acontece para os coeficientes percentuais de lucro, receita e EBITDA, mensurados no modelo de Almeida *et al.* (2012).

Tabela 12 - Estatísticas descritivas das variáveis do modelo de suavização de empresas brasileiras (1995 a 2017)

Variável (mil)	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Lucro	1,19	822,14	2.823,13	0,33	72,40	228,37	603,73	35.189,00
Receitas	1,38	8.153,16	24.302,06	1,54	981,53	2.523,38	5.777,28	337.260,00
EBITDA	1,35	1.868,17	5.980,86	0,04	173,51	503,04	1.382,61	73.859,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 13 - Estatísticas descritivas das variáveis do modelo de Eckel (1981) no mercado brasileiro (1995 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Coeficiente do lucro	21,00	2,86	0,82	1,35	2,03	3,03	3,57	3,96
Coeficiente das receitas	21,00	2,45	0,53	1,43	2,43	2,64	2,75	3,09
Coeficiente do EBITDA	21,00	2,79	0,70	1,44	2,53	2,92	3,31	3,93

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 14 - Estatísticas descritivas das variáveis do uso do modelo de Almeida *et al.* (2012) no mercado brasileiro (1995 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Coeficiente do lucro	1.004,00	0,59	2,60	-1,00	-0,15	0,12	0,58	47,60
Coeficiente das receitas	1.228,00	0,33	3,15	-0,99	0,05	0,14	0,26	107,73
Coeficiente do EBITDA	1.182,00	0,93	10,09	-1,00	-0,06	0,13	0,45	308,58

Fonte: Elaborada pelos autores.

As médias e medianas dos coeficientes no modelo de Eckel (1981) foram próximas, indicando centralidade na distribuição, diferente daquelas dos coeficientes no modelo de Almeida *et al.* (2012), com maior dispersão. A mediana dos coeficientes do modelo de Almeida *et al.* (2012) (Tabela 14), mostra maior tendência à suavização (em até 50% das observações), diferente da França (com tendência em até 25%), indicando que no Brasil tende-se a suavizar mais do que na França, apresentando pior QIC.

Em relação aos CVs brasileiros segundo Almeida *et al.* (2012), aqueles das receitas foram superiores tanto aos do lucro líquido quanto do EBITDA, indicando uma tendência de suavização mais forte, por mais empresas e anos no mercado brasileiro que no francês, e, consequentemente, pior QIC.

Os resultados dos índices mensurados pelo modelo de Eckel (1981) (Tabela 15), indicam que os valores do Brasil foram superiores a 1,10 e positivos, para o lucro e para o EBITDA, assim como no caso da França. Contudo, a tendência de suavização se torna mais evidente entre as observações em até 50% no Brasil, indicando uma menor QIC.

Tabela 15 - Estatísticas descritivas dos índices do modelo de Eckel (1981) no mercado brasileiro (1995 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Índice	21,00	1,17	0,21	0,70	1,06	1,19	1,31	1,46
Índice com EBITDA	21,00	1,13	0,11	0,96	1,04	1,12	1,21	1,43

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 16 são apresentados os resultados conforme Almeida *et al.* (2012), nos quais a média e a mediana não foram próximas, tanto do lucro líquido quanto do EBITDA, sendo a mediana indicativa de tendência de suavização.

Tabela 16 - Estatísticas descritivas dos índices do modelo de Almeida *et al.* (2012) no mercado brasileiro (1995 a 2017)

Variável	Nº de obs.	Média	DP	Mínimo	1Q	2Q	3Q	Máximo
Índice	1.004,00	2,89	79,05	-1.443,58	-0,55	0,96	3,43	1.683,71
Índice com EBITDA	1.182,00	-8,06	351,56	-11.876,71	-0,07	1,03	2,35	1.514,29

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em relação à distinção dos índices entre as empresas e os anos considerados, foram realizados os testes de Anderson-Darling e de Mann-Whitney, que, respectivamente, permitem que sejam feitas inferências acerca da distribuição e da comparação dos índices de suavização. Os resultados estão nas Tabelas 17 e 18.

Tabela 17 - Testes de normalidade e de distribuição dos índices de suavização franceses (1987 a 2017)

Variável	Anderson-Darling	Mann-Whitney Test
Índice de Eckel (1981)	2.261,10***	27.461.000,00***
Índice de Eckel (1981) com EBITDA	3.105,40***	
Índice de Eckel segundo Almeida <i>et al.</i> (2012)	0,20	183,00***
Índice de Eckel segundo Almeida <i>et al.</i> (2012) com EBITDA	0,43	

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ***, **, * significância estatística a 1%, 5% e 10%.

Tabela 18 - Testes de normalidade e de distribuição dos índices de suavização brasileiros (1995 a 2017)

Variável	Anderson-Darling	Mann-Whitney Test
Índice de Eckel (1981)	287,08***	596.160,00
Índice de Eckel (1981) com EBITDA	427,72***	
Índice de Eckel segundo Almeida <i>et al.</i> (2012)	0,32	266,00
Índice de Eckel segundo Almeida <i>et al.</i> (2012) com EBITDA	0,30	

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ***, **, * significância estatística a 1%, 5% e 10%.

O teste de Anderson-Darling dos índices de Eckel (1981), com lucro e EBITDA, do Brasil e da França, suporta rejeição da distribuição normal dos índices, pois os resultados mostram assimetria em torno da média. Para os índices de suavização segundo Almeida *et al.* (2012), os resultados não atestam a rejeição e indicam normalidade dos índices de empresas francesas e brasileiras. Assim, o índice pautado em Almeida *et al.* (2012) indica mais centralidade da suavização em torno da média, em ambos os mercados. No mercado francês o teste de Mann-Whitney indicou diferença estatisticamente significativa entre os índices com lucro ou EBITDA, segundo Eckel (1981) e Almeida *et al.* (2012). O teste atesta rejeição da hipótese nula de correspondência entre os índices. Essa diferença estatística não existe no Brasil, sendo complicado atestar, estatisticamente, que há uma distinção da suavização. Contudo, no mercado francês, a suavização dos resultados se manifesta em torno de 25% das empresas e anos, sendo identificadas diferenças estatísticas dos níveis de suavização entre elas.

No mercado brasileiro, a suavização se manifesta em 50% das empresas, não sendo identificadas diferenças estatísticas dos níveis de suavização entre elas. Logo, a suavização se manifesta em ambos os mercados, mas de forma mais intensa no Brasil, indicando que as empresas da França possuem melhor QIC. A literatura prevê a relação encontrada, considerando as diferenças na regulação e de desenvolvimento econômico (Almeida *et al.*, 2012; Kolozsvári e Silva Macedo, 2016, 2018).

Considerações Finais

Em ambos os contextos empresariais francês e brasileiro foram identificados *accruals* conforme o modelo de Jones (1991), porém não houve confirmações pelo modelo de Francis *et al.* (2005). Nos dois modelos foi identificada a influência das variações da receita sobre os *accruals*. Os resultados indicaram evidências de gerenciamento de resultados das empresas, visto que os modelos apresentaram elevados resíduos (*accruals* discricionários) e expressam baixo poder explicativo.

Tal gerenciamento está associado à uma pior QIC e pode tender à uma redução dos desempenhos financeiros, uma vez que informações contábeis incompletas ou errôneas levam a decisões de investimento ruins e/ou equivocadas. As evidências de *smoothness* (suavização) reforçam a possibilidade de gerenciamento da informação contábil pelos gestores, com maior tendência à suavização pelas empresas brasileiras.

Esta pesquisa contribui evidenciando o comportamento da QIC de empresas em mercados de capitais de

diferentes contextos econômicos, com reflexos no desempenho financeiro empresarial. Uma limitação deste estudo foi o acesso aos dados de somente dois países. Nesse sentido, uma sugestão de estudos futuros é a abordagem de outros países, pertencentes a economias com níveis econômicos diversos, para analisar se a QIC nesses mercados mantém a tendência encontrada.

Referências

- [1]. Almeida, J. E. F., Neto, A. S., Bastianello, R. F., & Moneque, E. Z. (2012). Alguns aspectos das práticas de suavização de resultados no conservadorismo das companhias abertas listadas na BM & FBovespa. *Revista Contabilidade & Finanças*, 23(58), p. 65– 75. (DOI: <https://doi.org/10.1590/S1519-70772012000100005>).
- [2]. Billett, M. T., Garfinkel, J. A., & Yu, M. (2017). The effect of asymmetric information on product market outcomes. *Journal of Financial Economics*, 123(2), p. 357-376. (DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.001>).
- [3]. Comitê de Pronunciamentos Contábeis. (2011). *Estrutura conceitual para elaboração e divulgação de relatório contábil-financeiro*. Brasília. Recuperado em 10 janeiro, 2019, de <<http://www.cpc.org.br/CPC/DocumentosEmitidos/Pronunciamentos/Pronunciamento?Id=80>>.
- [4]. Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18(1), p. 3–42. (DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90016-7)).
- [5]. Eckel, N. (1981). The income smoothing hypothesis revisited. *Abacus*, 17(1), p. 28–40. (DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-6281.1981.tb00099.x>).
- [6]. Francis, J. Lafond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), p. 295–327. (DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>).
- [7]. Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), p. 193–228. (DOI: <https://doi.org/10.2307/2491047>).
- [8]. Kolozsvari, A. C., & Silva Macedo, M. A. (2016). Análise da influência da presença da suavização de resultados sobre a persistência dos lucros no mercado brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças*, 27(72), p. 306-319.
- [9]. Kolozsvari, A. C., & Silva Macedo, M. A. (2018). The relation between income smoothing, earnings persistence and IFRS adoption. *Brazilian Review of Finance*, 16(2), p. 251–284. (DOI: <https://doi.org/10.12660/rbfin.v16n2.2018.62269>).
- [10]. Machado, V. N., Venturini, L. D. B., Grando, R. M., & Paulo, E. (2020, setembro). Conservadorismo contábil e qualidade da auditoria: o desenvolvimento econômico do país importa? In: Congresso UFSC de Controladoria e Finanças. A Contabilidade e as Novas Tecnologias, *Anais do X Congresso UFSC de Controladoria e Finanças*, Florianópolis, SC.
- [11]. Mazzioni, S., & Klann, R. D. (2016). Determinantes da qualidade da informação contábil no contexto internacional. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, 13(29), p. 03-32.
- [12]. Mazzioni, S., & Klann, R. D. (2018). Aspectos da qualidade da informação contábil no contexto internacional. *Revista Brasileira de Gestão e Negócios*, 20(1), p. 92-111.
- [13]. Miller, D. L., & Martinez, A. L. (2016). Book-tax difference, earnings management and bond ratings in the Brazilian Market. *Revista Universo Contábil*, 12(3), p. 91–109. (DOI: <https://doi.org/10.4270/ruc.2016323>).
- [14]. Vasconcelos, L. N. C., & Callado, A. L. C. (2019). Comparação entre as métricas de desempenho financeiro e a maximização do valor nas firmas abertas brasileiras. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, 14(1), p. 32-50. Recuperado de: <https://revistas.ufjf.br/index.php/scg/article/view/15449/pdf>.
- [15]. Vieira, C. A. M., Queiroz, M. M. M., & Cavalcante, P. R. N. (2019, julho). Qualidade da informação contábil no mercado de capitais da América Latina: evidências empíricas de gerenciamento de resultados em resposta aos níveis de regulação. *Anais XIX International Conference in Accounting (USP)*. São Paulo.