# Transição da Contabilidade Baseada no Custo Histórico para o Justo Valor: Suas Implicações na Transparência dos Resultados Reportados por Instituições Bancárias

# Transition from Accounting Based in Historical Cost to Fair Value: Implications in Transparency of Results Reported by Banking Institutions

Crisódio José Elias[1],

Jorge Manuel Afonso Alves[2]

**Resumo**

O presente estudo teve como objetivo identificar as implicações da transição da mensuração de ativos do custo histórico para o justo valor nos resultados reportados por bancos nigerianos e portugueses, no período compreendido entre 2000 a 2013. O estudo consistiu na análise dos *accruals* discricionários determinados a partir do modelo de Jones (1991) modificado e no exame de preditores dos *accruals* discricionários no período de aplicação do justo valor. Os resultados do estudo indicam que a qualidade dos resultados reportados pelos bancos estudados melhorou na transição do custo histórico para o justo valor, sendo que os *accruals* discricionários a partir da aplicação do justo valor podem ser explicados, em parte, pelas variações nos instrumentos financeiros disponíveis para venda e nas variações das provisões para créditos duvidosos.

**Palavras-chave**: Custo, Histórico, Justo, Valor, *accruals.*

**Abstrat**

This study is aimed to identify the implications of transition from measuring assets from historical cost to fair value in the results reported by Nigerian and Portuguese banks from 2000 to 2013. The study involved the analysis of discretionary accruals determined from the modified Jones model (1991) and from examination of discretionary accruals predictors in the fair value application period. The study results indicate that the quality of results reported by banks studied improved in the transition from historical cost to fair value, and the discretionary accruals from the application of fair value can be explained, in part, by changes in financial instruments available for sale and in variations in provisions for doubtful debts.

**Key Words:** Historical, cost, fair value, accruals.

## 1.Introdução

[1] Correio eletrónico: neliasbanze@yahoo.com.br, Instituto Superior Politécnico de Gaza

[2] Correio eletrónico: jorge@ipb.pt, Instituto Politécnico de Bragança/UNIAG/OBEGEF

A mensuração dos instrumentos financeiros nos bancos conheceu uma série de alterações ao longo dos últimos anos. Concretamente, os instrumentos financeiros passaram da mensuração ao Custo Histórico (CH) para o Justo Valor (JV). Antes do JV, os instrumentos financeiros eram reconhecidos ao CH, mas para os instrumentos frequentemente transacionados em mercados bolsistas eram passíveis de reajustamentos ao preço do mercado (Beatty, 1995). Relativamente ao JV, o *Financial Accounting Standards Board* (FASB) orientou inicialmente a mensuração de todos os itens dos ativos incluindo empréstimos e depósitos ao JV. Posteriormente, estabeleceu uma certa diferenciação na mensuração em função das características apresentadas pelas diferentes categorias, permitindo assim o uso misto de diferentes bases existentes (Beatty, 1995).

A passagem do CH para o JV era em parte legítima e justificada pelo crescimento de mercados financeiros e por fortes transações dos instrumentos financeiros em tais mercados (Diana, 2009). Outros pensadores movidos por ideologias positivistas apontavam que o CH abria a oportunidade para manipulação de resultados (Beatty, 1995). Assim sendo, vários países cuja contabilidade bancária era regulada por normas locais aderiram a normativos internacionais, por um lado, para responder às necessidades seculares da globalização, por outro lado, para se servirem de normas que sobretudo acautelassem a urgência da passagem para uma contabilização dos ativos que melhor refletisse os valores atualizados do mercado e permitissem aos investidores terem a real imagem do valor das empresas nas quais investem (Diana, 2009).

A evolução das normas contabilísticas, no que concerne à valorização dos ativos dos bancos, não impediu recentes perturbações financeiras globalizadas que foram infligidas aos bancos, levando inclusivamente à falência de alguns que apresentavam "bons indicadores financeiros"(Crockett, 2008). A sequência desses acontecimentos que afetaram o setor bancário em si e em consequência a contabilidade, suscitou que se levantasse para a presente investigação a seguinte questão: Que implicação a transição da mensuração de certos ativos do CH para o JV trouxe aos resultados reportados pelos bancos?

O presente estudo identifica a existência do comportamento discricionário nos bancos da amostra, comparando posteriormente a incidência dos *accruals* discricionários para os diferentes períodos. Adicionalmente procura identificar a relação causal da discrecionalidade com alguns itens das Demonstrações Financeiras (DF) cuja contabilização se alterou com a transição das normas contabilísticas, ou seja, com a passagem dos CH para o JV.

Neste trabalho associam-se os *accruals* discricionários à falta de qualidade dos resultados, por via da abertura que as normas contabilísticas oferecem. Associam-se os períodos antes e depois da introdução das *International Accounting Standards* (*IAS*) e *International Financial Reporting Standards* (*IFRS*) às duas bases de mensuração que encabeçaram a contabilidade nos dois períodos, nomeadamente do CH para o JV. O setor bancário foi selecionado para o estudo, primeiro por ser em comparação com o setor industrial o menos estudado neste âmbito, segundo é o setor que apresenta maior sensibilidade e fortemente contagiante a crises, terceiro por conter instrumentos complexos altamente voláteis em consequência das condições dos mercados.

Sequencialmente, apresentam-se ao longo do trabalho as seguintes secções: a primeira secção - revisão da literatura- na qual são desenvolvidas as hipóteses de estudo. A segunda secção descreve a metodologia aplicada para o estudo, a terceira exibe os resultados empíricos, os quais são interpretados na base de trabalhos antecedentes, finalmente são apresentadas as conclusões do estudo.

## 2.Revisão da Literatura

### 2.1. Abordagens Comparativas das Bases de Mensuração: Custo Histórico e Justo Valor

Debates em torno das vantagens e insuficiências destas bases de mensuração contabilísticas suscitaram interesse, particularmente, quando orientadas na comparação das mesmas no que concerne à sua relevância na informação divulgada nas DF das empresas. Por exemplo, Khurana e Kim (2003) estabelecem uma comparação entre o JV e o CH em termos da qualidade informativa para explicar o valor patrimonial. Estes autores trabalharam com uma amostra constituída por um total de 302 bancos comerciais disponíveis na base de dados COMPUSTAT durante o período de 1995 a 1998. Este estudo levou à conclusão de que o CH é mais informativo apenas em bancos de pequena dimensão ou em bancos cuja envolvente fornece menor transparência informativa. Em geral os autores concluíram que a mensuração ao JV fornece informação mais relevante para predizer o valor patrimonial dos bancos quando os valores objetivos do mercado se encontram disponíveis.

Por sua vez, Barth, Landsman e Wahlen (1995) basearam-se na avaliação de títulos-investimento para compararem o efeito na volatilidade dos resultados sob o JV e o CH a partir duma amostra constituída por bancos norte americanos, no período compreendido entre 1971 a 1990, e concluíram que o JV apresenta maior volatilidade comparativamente ao CH, embora tal volatilidade crescente não fosse refletida sobre o preço das ações. Landsman (2007) permite notar que a mensuração ao JV proporciona maior valor informativo para os investidores, porém está associada a erros de estimação.

Com base na literatura anteriormente exposta que compara as duas principais bases de mensuração contabilísticas, o presente trabalho apresenta um contributo para os debates positivistas em torno das duas bases de mensuração restringindo-se apenas ao setor bancário e analisando a existência da gestão de resultados no setor, para posteriormente comparar a incidência para dois períodos distintos: antes da implementação das *IAS/IFRS* e após a implementação, sabendo que o período anterior é caracterizado por ter como base de mensuração o CH e a transição para a implementação das *IAS/IFRS* coincide com a implementação do JV, como base de mensuração em substituição à anterior. Para o efeito, pretende-se testar a seguinte hipótese de investigação:

***H1: A transição do CH para o JV melhorou a qualidade dos resultados divulgados pelos bancos.***

### 2.2. Implicações da Implementação do Justo Valor nos Bancos

Este assunto tem sido debatido há algumas décadas e continua interessante pela sensibilidade que o setor financeiro apresenta causando alterações frequentes das normas contabilísticas associadas. Os trabalhos realizados neste domínio são diversos (e.g. Barth, Beaver, & Landsman, 1996; Eccher, Ramesh & Thiagarajan, 1996; Nelson, 1996; Beatty, 1995; Barth, *et al.*, 1995; Barth, 1994; Barth, Beaver & Wolfson, 1990).

Mediante a *FAS 115* e a *IAS 39*, Beatty (1995) constatou que a criação de categorias sobretudo a inflexibilidade na reclassificação dos itens incorporados numa determinada classe inicialmente poderia obrigar os bancos a alterar a sua política de gestão de carteiras de investimentos e a manipulação dos números reportados nas DF poderia permanecer. A autora constatou que bancos com política de gestão de resultados e do capital através de rendimentos na venda de títulos têm tendência a classificar títulos como Instrumentos Financeiros Detidos para Venda (IFDPV).

Park, Park e Ro (1999) admitiram a possibilidade de que a classificação baseada nas intenções pudesse, pela subjetividade, acarretar alguma discricionariedade e inflexibilidade na gestão das carteiras de investimento. Contudo, apontou que essa classificação baseada em

intenções refletia alguns atributos relevantes para os investidores tais como: estratégia de investimentos e risco de liquidez.

A rigidez das normas na reclassificação dos instrumentos financeiros foi reduzida a partir das emendas feitas à IAS 39 em outubro de 2008 (Fiechter, 2011). Os trabalhos que se seguiram debateram o impacto da flexibilidade adicional concedida pelas entidades normalizadoras nas DF reportadas pelos bancos europeus (e.g. Paananen, Renders & Shima, 2012; Fiechter, 2011; Quagli & Ricciardi, 2010).

Segundo Paananen, M. *et al.* (2012) e Fiechter (2011) há evidências de que as reclassificações feitas pelos bancos após as emendas de 2008 assumam um caracter oportunista. Quagli e Ricciardi (2010) indicaram que os gestores se aproveitaram das reclassificações para evitar indicadores de desempenho financeiro fracos, o que é consistente com a conclusão de Fiechter (2011) que encontrou evidências estatisticamente positivas do impacto que as reclassificações tiveram sobre os seguintes indicadores: Rentabilidade Ativo Total (ROA), Rentabilidade do Capital Próprio (ROE), Rácio Core TIER 1 e Rácio do Capital Regulatório Total (RCRT).

Com base na revisão bibliográfica aqui exposta e considerando que o presente trabalho dispõe de uma base de dados que comporta dois períodos distintos, ou seja, o período cuja base de mensuração contabilística assentava no CH e o período mais recente assente no JV, formula-se a seguinte hipótese de investigação:

***H2- Existe uma relação causal entre a discricionariedade dos accruals com alguns dos novos itens constantes das DF decorrentes da passagem do CH para o JV.***

Muitos estudos foram realizados no setor bancário para aferir o alisamento de resultados e do capital através das Provisões criadas pelos Créditos Duvidosos (PCD) também designados pela literatura inglesa como sendo *Loan Loss Provisions* (e.g. Bushman & Williams, 2012; Fonseca & González, 2008; Anandarajan, Hasan & McCarthy, C. 2007; Kanagaretnam, Lobo & Mathieu, 2001). Os bancos com bom desempenho atual e expetativas de mau desempenho futuro tendem a economizar dinheiro para o futuro, reduzindo os resultados atuais por meio de *accruals*, o que sugere o aumento de PCD. Em situações contrárias, isto é, baixo desempenho atual e expetativa futura de bons resultados, os bancos tendem a aumentar os resultados atuais através de *accruals*, o que sugere a diminuição de PCD (Kanagaretnam *et al.,* 2001). Mediante esta constatação formula-se a seguinte hipótese de investigação:

***H3: Existe uma relação inversa entre a discricionariedade dos accruals e os PCD.***

Na secção seguinte apresenta-se a metodologia a utilizar no sentido de responder à questão de investigação e às hipóteses de investigação formuladas.

## 3. Metodologia

O estudo foi realizado baseando-se em bancos portugueses e nigerianos que dispunham suficiente informação financeira, sendo o período estudado diferente para cada um. A diferença teve que ver com o período de início da implementação das *IAS/IFRS*. Incorporou-se para Portugal o período global de 2000 a 2013 para melhor captar os efeitos da transição das normas em todo o espaço de tempo disponível, sendo que de 2000 a 2004 corresponde a base de mensuração do CH e de 2005 a 2013 correspondente a base de mensuração ao JV. Para a Nigéria incorporou-se o período global de 2007 a 2013, sendo 2007 a 2011 correspondente à base de mensuração do CH e 2012 a 2013 à base de mensuração ao JV.

A primeira e a segunda parte da investigação- onde se apuram os *Accruals* Discricionários (*DAC)* e se testa a H1- contemplam 231 observações, sendo 154 correspondentes a Portugal e 77 correspondentes à Nigéria. A terceira fase da investigação- onde se testa a H2 e H3 - correu apenas com observações nos anos em que se utiliza como base de mensuração o JV. Nesta fase, um dos bancos portugueses foi eliminado da amostra por não ter disponibilidade de informação correspondente às variáveis estudadas. Consequentemente, a amostra passou a ser formada por 112 observações, sendo 90 correspondentes a Portugal e 22 da Nigéria.

A informação foi retirada em DF de base individual, ou seja, não consolidada. A fonte de informação foi mista: uma parte foi obtida da base de dados *World Banking Information Source* (Bankscope), da Bureau van Dijk; a outra informação foi obtida através da consulta dos relatórios e contas dos bancos. Para a Nigéria, a recolha dos relatórios e contas foi efetuada junto da empresa privada Africanfinancials (www.africanfinancials.com), que divulga informação financeira das empresas africanas. Para Portugal, a informação constante dos relatórios e contas foi acedida essencialmente através da Comissão do Mercado de Valores Mobiliários (www.cmvm.pt) e do Banco de Portugal (www.bportugal.pt).

### 3.1.Fases da Análise de Dados

Para atingir o objetivo central da investigação e validação das hipóteses do estudo foram observadas três fases fundamentais: a) procedeu-se com o teste da qualidade dos resultados divulgados pelos bancos; b) testou-se em seguida a melhoria da qualidade dos resultados divulgados comparando os dois períodos caracterizados pela base de mensuração CH e JV. No presente trabalho associa-se o CH ao período anterior à implementação das *IAS/IFRS* nos países em estudo e JV com o período que se caracteriza com a implementação das normas *IAS/IFRS*. Nesta mesma fase foi estabelecida a comparação da qualidade dos resultados divulgados por país; c) a terceira e última fase consistiu em proceder com o teste da relação causal entre a qualidade dos resultados divulgados com as variações ocorridas em determinadas variáveis que apareceram nas DF dos bancos após a adoção das *IAS/IFRS*.

### 3.2.Modelos de Análise

O estudo baseou-se fundamentalmente no modelo apresentado por Dechow, Sloan & Sweeney (1995). Este modelo é denominado "Modelo modificado" de Jones (1991), por ter sido apresentado inicialmente por Jones (1991) e posteriormente aprimorado por Dechow *et al.* (1995). O modelo apresentado por estas autoras foi concebido para o setor industrial. Portanto, para o usar em instituições bancárias foi necessário adequá-lo ao setor. Os reajustes necessários foram encontrados em Ugbede, Lizam, e Kaseri (2013).O modelo desenvolvido por estes autores tem como objetivo estimar os DAC também designados de *accruals* anormais . Segundo Martinez (2008), os *accruals* são valores que incorporam o lucro, mas que não implicam necessariamente movimentação de disponibilidade e são determinados a partir da fórmula seguinte:

$$TAC_{jt} = RAI_{jt} - FCO_{jt} \quad [1]$$

$TAC_{jt}$- Total *accruals* do banco $_j$ no ano $_t$;

$RAI_{jt}$- Resultado antes de impostos do banco $_j$ no ano $_t$;

$FCO_{jt}$- Fluxo de caixa operacional do banco $_j$ no ano $_t$.

Os DAC podem ser calculados fazendo a diferença entre o Total de *Accruals* (*TAC)* e os *Accruals* não Discricionários (*NDAC)* ou podem-se considerar os erros de regressão do modelo como sendo a parte discricionária dos *accruals* (Martinez, A. 2008). Consensuais com Ugbede *et al.* (2013), os *NDAC* podem ser calculados por uma expressão similar à aplicada para empresas industriais sendo que se substitui a variável vendas pelos Rendimentos Brutos (RB) e contas a receber por Empréstimos Líquidos (EL). As restantes variáveis são mantidas, tal como se apresenta no modelo de Dechow *et al.* (1995). Importa notar que se trabalha com a variação das variáveis deflacionadas pelo total do ativo para reduzir a heterocedasticidade e facilitar a comparabilidade entre os bancos tal como foi feito por diferentes autores (e.g. Ugbede *et al.,* 2013; Jones, 1991).

Os *DAC* são uma *proxy* da qualidade dos resultados (e.g. Martinez, 2008; Subramanyam, 1996). Portanto, considera-se deteriorar-se a qualidade dos resultados reportados sempre que os *DAC* computados forem estatisticamente significativos. A fase inicial do presente trabalho consiste em estimar os DAC por banco e ano, sendo que quando se provar que são significativamente diferentes de zero, tal situação indica a existência de má qualidade dos resultados.

O modelo utilizado para estimar os *DAC*, que correspondem aos erros de estimação do modelo (ε) é o seguinte:

$$\frac{TAC_{jt}}{AT_{jt-1}} = \alpha_0 \left(\frac{1}{\mathrm{AT_{jt-1}}}\right) + \alpha_{1j} \left(\frac{\Delta \mathrm{RB_{Jt}}}{\mathrm{AT_{jt-1}}} - \frac{\Delta \mathrm{EL_{jt}}}{\mathrm{AT_{jt-1}}}\right) + \alpha_{2J} \left(\frac{\mathrm{AFT_{jt}}}{\mathrm{AT_{jt-1}}}\right) + \varepsilon_{jt} \quad [2]$$

Onde:

$TAC_{jt}$ – Total de *accruals* do banco $_j$ no ano $_t$, calculado segundo a expressão [1];

$AT_{jt-1}$- Ativo total do banco $_j$ no período $_{t-1}$;

$\Delta \mathrm{RB_{Jt}}$- Variação do rendimento bruto do banco $_j$ entre o período $_t$ e $_{t-1}$;

$\Delta \mathrm{EL_{jt}}$- Variações nos empréstimos líquidos do banco $_j$ entre o período $_t$ e $_{t-1}$;

$\mathrm{AFT_{jt}}$- Ativos fixos tangíveis do banco $_j$ no período $_t$;

$\varepsilon_{jt}$ – Erro de estimação que obedece às hipóteses clássicas dos modelos estimados por *Ordinary Least Squares* (OLS).

Algumas DF não forneciam o RB, mas antes um conjunto de rendimentos. Segundo Ugbede *et al.* (2013), o RB pode ser calculado somando: juros, rendimentos em comissões e serviços, rendimento em câmbio de moedas, rendimento em instrumentos de capital e outros rendimentos. A variável EL é dada, segundo os mesmos autores, pela diferença entre empréstimos totais e empréstimos duvidosos. O valor dos *DAC* apurado para cada banco e ano pode ser negativo, positivo ou zero. Quanto mais próximo de zero se encontrar, melhor será a qualidade dos resultados reportados pelo banco (e.g. Martinez, 2008; Jones, 1991). Assim, quando o valor dos *DAC* é positivo ou negativo isso significa que se verificou gestão dos resultados. Por conseguinte, aplicar-se-á o teste *t* para verificar se a média dos *DAC* é diferente de zero.

Para testar a hipótese de investigação H1, ou seja, se a transição do CH para o JV melhorou a qualidade dos resultados divulgados pelos bancos, utilizou-se o teste de *Mann-Whitney*. Contudo, para aquisição de estatísticas mais robustas aplicou-se a regressão logística.

Segundo Marôco (2014), quando a variável dependente é dicotómica a regressão logística é a técnica a utilizar para modelar a ocorrência, em termos probabilísticos, de uma das realizações das classes da variável dependente.

Na regressão logística a probabilidade de ocorrência de um evento pode ser estimada diretamente. No caso da variável dependente Y assumir apenas dois estados (evento ocorrer:1 ou não ocorrer: 0) e haver um conjunto de n variáveis independentes $X_1$, $X_2 \ldots X_n$. O modelo de regressão logística pode ser escrito da seguinte forma: $P(Y = 1) = \frac{1}{1+e^{-g(x)}}$ . Ao se utilizar a regressão logística, a principal suposição é a de que o logaritmo da razão entre as probabilidades de ocorrência e não ocorrência do evento é linear $ln\left(\frac{P(Y=1)}{P(Y=0}\right) = \beta 0 + X\beta_1 + X\beta_2 + \cdots X\beta_n$ (Zanine, 2007).

Segundo Zanine (2007), os coeficientes estimados ($\beta_0$, $\beta_1$, $\beta_2 \ldots \beta_n$) são medidas das variações na proporção das probabilidades, designadas de razão de desigualdade. Um coeficiente positivo indica aumento da probabilidade, ao passo que um valor negativo representa diminuição da probabilidade prevista.

Relativamente ao presente trabalho foi formulado o modelo, que se apresenta a seguir, para poder verificar se existem diferenças nos *accruals* entre os períodos em que é utilizada como base de mensuração o CH ou JV:

$$BC_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 |DAC|_{jt} + \alpha_2 País_{jt} + \delta_{jt} \qquad [3]$$

Onde,

$BC_{jt}$ – Base de mensuração do banco $_j$ no ano $_t$. Esta variável dependente é dicotómica e assume o valor 1 quando a base de mensuração usada pelo banco $_j$ no ano $_t$ for o CH, o valor 0 se a base de mensuração usada pelo banco $_j$ no período $_t$ for JV.

$|DAC|_{jt}$ – Valor absoluto dos *accruals* discricionários do banco $_j$ no ano $_t$. Esta variável assume o valor absoluto dos *DAC*, sendo que o sinal assumido pelos *accruals* do banco $_j$ no período $_t$ não é relevante. Usando o valor absoluto reduz-se a dispersão dos valores. Analisou-se o coeficiente dado por $\alpha_1$ para verificar a probabilidade de aumento ou diminuição da qualidade dos resultados reportados para os dois períodos. O sinal esperado desta variável no presente estudo é positivo, já que se assumiu para a variável $BC_{jt}$ o valor 0 para o JV e 1 para o CH, consistentes com estudos anteriores.

$País_{jt}$ – Variável *dummy* incluída para finalidade de controlo. Assume o valo 1 para a Nigéria e 0 para Portugal.

$\delta_{jt}$ – Erro de estimação do modelo para banco $_j$ ano $_t$.

Para validar as hipóteses de investigação H2 e H3, ou seja, testar a existência de uma relação causal entre *accruals* discricionários com alguns dos novos itens constantes das DF decorrentes da passagem do CH para o JV, nomeadamente os IFDPV e Instrumentos Financeiros Disponíveis Para Negociação (IFDPN), adicionou-se ao modelo a variável PCD. Para além das três principais variáveis explicativas, incorporaram-se no modelo algumas variáveis de controlo: País e a variável Mercado que identifica a situação do banco com relação ao mercado.

$$DAC_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\Delta PCD_{jt}}{AT_{jt-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta IFDPV_{jt}}{AT_{jt-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta IFDPN_{jt}}{AT_{jt-1}} + \alpha_4 País_{jt} + \alpha_5 Mercado_{jt} + \varepsilon_{jt} \qquad [4]$$

Onde,

$DAC_{jt}$ – *Accruals* discricionários do banco $_j$ no ano $_t$, obtidos a partir da estimação do modelo [2];

$\Delta PCD_{jt}$ – Variação de provisões por créditos duvidosos ou ainda créditos que indiciam incobrabilidade para o banco $_j$ no ano $_t$. O coeficiente esperado desta variável é de sinal negativo, ou seja, espera-se uma relação inversa dos $DAC_{jt}$ e a variável $\Delta PCD_{jt}$ consistentes com Kanagaretnam *et al.*, 2001 cujas constatações foram expostas na revisão bibliográfica.

$\Delta IFDPV_{jt}$ - Variação de instrumentos financeiros disponíveis para venda do banco $_j$ no ano $_t$. O coeficiente esperado da variável $\Delta IFDPV_{jt}$ é positivo, ou seja, espera-se uma relação direta entre os $DAC_{jt}$ e os $\Delta IFDPV_{jt}$, tomando em consideração as predições de Beatty (1995), segundo a qual os bancos com política de gestão de resultados e do capital através de rendimentos na venda de títulos têm tendência em classificar tais títulos como IFDPV. Por outras palavras, espera-se que as variações positivas dos IFDPV estejam associadas ao aumento dos $DAC_{jt}$.

$\Delta IFDPN_{jt}$- Variação de instrumentos financeiros detidos para negociação ao JV através de resultados no banco $_j$ no ano $_t$. Esta variável é pouco estudada. Contudo, foi incluída no modelo considerando a política de liquidez bancária apontada por Beatty (1995), segundo o qual os gestores podem classificar uma parte dos ativos dos bancos como IFDPN com a mesma finalidade que os classificam em IFDPV. Deste modo, e como se referiu para a variável IFDPV, perspetiva-se uma relação direta entre as $\Delta IFDPN_{jt}$ e os $DAC_{jt}$.

$AT_{jt-1}$- Ativos totais do banco $_j$ no ano $_{t-1}$. As variáveis $\Delta PCD_{jt}$, $\Delta IFDPV_{jt}$, $\Delta IFDPN_{jt}$ encontram-se deflacionadas pelo total de ativos do banco $_j$ no ano $_{t-1}$.

$País_{jt}$- Variável *dummy* de controlo que assume o valor 1 se o banco $_j$ no ano $_t$ pertence à Nigéria, 0 caso pertença a Portugal;

$Mercado_{jt}$- Variável *dummy* de controlo que toma o valor 1 se o banco $_j$ no ano $_t$ é cotado, 0 caso contrário.

$\varepsilon_{jt}$ – Erro de estimação do modelo para o banco $_j$ e ano $_t$.

Este modelo foi aplicado apenas para o período do JV que corresponde à base de mensuração aplicada na atualidade. Assim, interessa encontrar fatores que predizem os *DAC* reportados pelos bancos no período atual.

Na secção seguinte apresentam-se os principais resultados obtidos.

## 4.Resultados

Esta secção apresenta e discute os resultados obtidos decorrentes do tratamento dos dados, de modo a aferir as hipóteses de investigação levantadas. Para melhor conhecimento da amostra, apresentam-se algumas estatísticas de tendência central de modo a caracterizar os bancos estudados e estabelecer uma comparação entre países e entre os dois períodos de mensuração em estudo: CH e JV.

### 4.1. Caracterização da Amostra

De modo a fornecer uma imagem global da amostra estudada selecionou-se a média e o desvio padrão como sendo as estatísticas ideais para verificar a tendência das variáveis seguintes: Capital Social (CS), RAI, CFO, RB, EL, AT e AFT. Foram também analisadas adicionalmente e separadamente as variáveis IFDPV,IFDPN e PCD porque apenas aparecem nas DF após a aplicação do JV.

O CS e TA permitem a mensuração do tamanho dos bancos e foram introduzidas para controlar certas variações dos indicadores em estudo em relação à dimensão do banco. O tamanho dos bancos não veio a ser um aspeto determinante porque a seleção dos bancos teve como base a disponibilidade de informação. Por norma, os bancos que divulgam a informação são os cotados e outros que embora não sendo cotados são bastante representativos no sistema financeiro dos países correspondentes. As variáveis RB, RAI e CFO permitem verificar o desempenho financeiro dos bancos na perspetiva económico-financeira.

**Tabela 1**. Caracterização da amostra por países e pela base de mensuração (JV e CH)

| | **Bancos Nigerianos (Milhares de EUROS)** | | | | **Bancos Portugueses (Milhares de EUROS)** | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | CH (2007-2011) | | JV (2012-2013) | | CH (2000-2004) | | JV (2005-2013) | |
| | **Média** | **Desvio Padrão** | **Média** | **Desvio Padrão** | **Média** | **Desvio Padrão** | **Média** | **Desvio Padrão** |
| **CS** | **634.507,9** | 466.382,5 | **927.277,6** | 542.466,5 | **1.280.979** | 1.666.835 | **1.788.111** | 2.020.222 |
| **RAI** | **84.828,9** | 102.749,4 | **194.845** | 181.672,1 | **131.232** | 252.329 | **32.700,04** | 438.142,5 |
| **CFO** | **320.683** | 849.348,3 | **302.254,4** | 642.164,2 | **-122.206** | 924.013,8 | **248.239,6** | 2.963.064 |
| **RB** | **462.025,7** | 345.250,8 | **716.366,5** | 437.447,1 | **1.371.633** | 1.766.012 | **2.042.314** | 2.019.768 |
| **EL** | **1.602.060** | 1.313.896 | **2.546.910** | 1.752.082 | **10.865.999** | 12.778.649 | **20.632.517** | 19.701.656 |
| **AT** | **4.127.559** | 2.963.005 | **6.191.755** | 4.032.315 | **18.841.164** | 22.128.859 | **34.343.463** | 33.429.908 |
| **AFT** | **141.334,4** | 97.960,16 | **189.503,8** | 140.213,1 | **238.540,7** | 292.019,4 | **220.810,3** | 229.423,6 |

**Nota:**

1) Definição das variáveis: CS- Capital Social, RAI- Resultados Antes de Impostos, CFO-*Cash Flow* Operacional, RB- Resultado Bruto, EL- Empréstimos Líquidos, AT- Ativos Totais, AFT- Ativos Fixos Tangíveis.

Fonte: Elaboração própria

A partir dos dados constantes da Tabela 1 verifica-se que as rubricas CS, AT e AFT assumem valores superiores para os bancos de Portugal e são superiores no período do JV, comparativamente ao CH. Esta última constatação não tem nenhuma explicação específica. Com maior naturalidade os bancos em grande maioria tendem a se recapitalizar com o decorrer dos anos para alargar o volume de negócios. Esta tendência move igualmente a variação das restantes variáveis. O maior desvio padrão na variável RAI para o período do JV, nos dois países, pode ser associado a uma das conclusões de Barth, Landsman e Lang (2008), segundo a qual a maior volatilidade dos resultados pode indiciar menor alisamento de resultados.

**Tabela 2**. Estatísticas descritivas para as variáveis do modelo [4] no período do JV

| Variáveis | Portugal | | | | | Nigéria | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *n* | Min | Max | Média | Desvio Padrão | *n* | Min | Max | Média | Desvio Padrão |
| **IFDPV** | 90 | 0 | 0,74 | 0,11 | 0,10 | 22 | 0 | 0,66 | 0,23 | 0,58 |
| **IFDPN** | 90 | 0 | 0,52 | 0,07 | 0,12 | 22 | 0 | 0,57 | 0,08 | 0,15 |
| **PCD** | 90 | 0 | 0,24 | 0,03 | 0,04 | 22 | 0 | 0,19 | 0,03 | 0,05 |

**Notas:**

1) Definição de variáveis: IFDPV- Instrumentos Financeiros Disponíveis Para Venda; IFDPN- Instrumentos Financeiros Disponíveis Para Negociação e PCD- Provisões por Créditos Duvidosos. Todas estas variáveis se encontram deflacionadas pelo total de ativos.

Fonte: Elaboração própria

Através da Tabela 2 pode-se notar que os IFDPV representam em média aproximada 11% do ativo total do ano anterior para Portugal e 23% para a Nigéria, o que significa que são economicamente mais representativos que os IFDPN que representam 7% e 8% para Portugal e Nigéria, respetivamente.

A análise de rácios permite ter uma ideia geral sobre o desempenho financeiro, em termos relativos, dos bancos nos dois países. Foram determinados [3]rácios de rentabilidade das receitas brutas (Para os bancos as vendas são designados RB). Outros rácios estudados são: [4]Rentabilidade do Capital Próprio (Aqui designado por CS) e a [5]Autonomia Financeira dos bancos. A tabela a seguir indica a tendência destes rácios registados em média no período analisado e por país.

**Tabela 3**. Rácios financeiros médios do período (JV e CH)

| Rácios | Bancos Nigerianos | | Bancos Portugueses | |
|---|---|---|---|---|
| | CH (2007-2011) | JV (2012-2013) | CH (2000-2004) | JV (2005-2013) |
| RRB | 19% | 35% | 10% | 5% |
| RC | 13% | 19% | 6% | 2% |
| AF | 17% | 31% | 12% | 6% |

**Nota:**

1) Definição de variáveis: RRB- Rentabilidade das Receitas Brutas, RC- Rentabilidade de Capitais, AF- Autonomia Financeira.

Fonte: Elaboração própria

A partir da tabela anterior pode-se notar que os bancos nigerianos apresentam maior rentabilidade no período do JV em comparação com o período do CH. Essa tendência é contrária para os bancos portugueses, os quais apresentam maior rentabilidade no período do CH. Esta diferença pode ser explicada por várias razões, as quais não foram abordadas para o presente estudo, mas pode-se associar a fraca rentabilidade dos bancos portugueses devido à crise financeira que teve o seu início em 2007, tendo incidido fortemente em bancos europeus (Crockett, 2008).Os dados são úteis para se ter uma perceção do desempenho dos bancos dos dois países nos períodos considerados.

[3] Rácios de Rentabilidade das Receitas Brutas=RAI/RB
[4] Rácio de Rentabilidade dos Capitais=RAI/CS
[5] Rácio de Autonomia Financeira=CS/AT

### 4.2. Análise da Qualidade dos Resultados

Para melhor compreensão, recorda-se a primeira hipótese em estudo:

***H1- A transição do CH para o JV melhorou a qualidade dos resultados divulgados pelos bancos.***

Como referido na metodologia, para aferir a validade de H1, foram estimados os DAC para cada um dos bancos para os anos da amostra. Os coeficientes médios de estimação do modelo geral encontram-se plasmados na tabela a seguir.

**Tabela 4**. Coeficientes médios de estimação do modelo [2]

| Variáveis Independentes | Sinal Esperado | Valor (*P-Value*) |
|---|---|---|
| (Constante) | ? | 0,002 (0.902) |
| $\frac{1}{AT_{jt-1}}$ | ? | 19236,823 (0,45) |
| $\frac{\Delta RB_{Jt}}{AT_{jt-1}} - \frac{\Delta EL_{jt}}{AT_{jt-1}}$ | (+/-) | -0,082 (*<0,001*) |
| $\frac{AFT_{jt}}{AT_{jt-1}}$ | (-) | 2,712 (*<0,001*) |
| Estatística de F | | F=17,407 (*<0,001*) |
| $r^2$ | | 18.7% |
| *Durbin Watson* | | 1, 723 |
| *n* | | 231 |

**Notas:**

1) $\frac{TAC_{jt}}{AT_{jt-1}} = \alpha_0 \left(\frac{1}{AT_{jt-1}}\right) + \alpha_{1j}\left(\frac{\Delta RB_{Jt}}{AT_{jt-1}} - \frac{\Delta EL_{jt}}{AT_{jt-1}}\right) + \alpha_{2J}\left(\frac{AFT_{jt}}{AT_{jt-1}}\right) + \varepsilon_{jt}$ .
2) Definição das variáveis: $TAC_{jt}$ – Total de *accruals* do banco $_j$ no ano $_t$; $AT_{jt-1}$- Ativo total do banco $_j$ no período $_{t-1}$ ; $\Delta RB_{Jt}$- Variação do rendimento bruto do banco $_j$ entre o período $_t$ e $_{t-1}$; $\Delta EL_{jt}$- Variações nos empréstimos líquidos do banco $_j$ entre o período $_t$ e $_{t-1}$; $AFT_{jt}$- Ativos fixos tangíveis do banco $_j$ no período $_t$ .
3) $AT_{jt-1}$- Ativos totais do banco $_j$ no período $_{t-1}$, estes são usados com finalidade de deflacionar as variáveis.
4) O sinal que se esperava para o $\alpha_2$ é negativo segundo Jones (1991). Contudo, no presente trabalho não se achou o mesmo. Relativamente a $\alpha_1$, Jones (1991) afirma não ser óbvio podendo ser negativo bem como positivo.
5) As estatísticas da ANOVA da regressão permitem testar as hipóteses $H_0$: $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$, e $H_1$: $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3\neq 0$ onde F= 17,407 associado ao $p$<0,001, pelo que se pode rejeitar $H_0$ em favor de $H_1$. Neste caso, o modelo é significativo. Observando as estatísticas de colinieridade, o *Variance Infation Factor* (*VIF*) das variáveis explicativas é inferior a 10 pelo que se pode afirmar que não há indício de problemas de colinieridade (Marôco 2014).
6) O $r^2$ é inferior a 50%, ou seja, é baixo para o que se considerada aceitável em ciências sociais segundo Marôco (2014). Contudo, o valor encontrado não se encontra muito distante de trabalhos que usaram um modelo similar e que tiveram o $r^2$ inferior a 50% (e.g. Jones, 1991; DeFond & Park,1997).
7) Relativamente ao teste de *Durbin e Watson,* como se encontra próximo de 2, pode-se concluir que não existe autocorrelação positiva entre os resíduos (Marôco, 2014).

Fonte: Elaboração própria

Para testar a qualidade dos resultados como se referiu anteriormente, é necessário verificar se os $|DAC|_{jt}$ são significativamente diferentes de zero. Para o efeito, recorreu-se ao teste *t de Student* tendo como hipóteses: $H_0$: $\mu = 0$ vs. $H_1$: $\mu \neq 0$. O resultado do teste é apresentado na Tabela 5.

**Tabela 5**. Teste *t-Student* para uma amostra

| Elementos do Teste | Valor (*P-Value*) |
|---|---|
| Valor a testar | 0 |
| Média | 0,094 |
| Desvio Padrão | 0,119 |
| Estatística T | 12,008 |
| Valor de prova | *(<0,001)* |
| *n* | 231 |

Fonte: Elaboração própria

O resultado do teste permite rejeitar $H_0$ com $p<0{,}001$, podendo-se concluir que a evidência sugere que a média dos $|DAC|$ é diferente de zero. Assim, confirma-se a existência de discricionariedade nos *accruals* denotando a utilização de práticas contabilísticas por parte dos bancos que influenciam os resultados, reduzindo assim a qualidade dos mesmos.

Estes resultados são consistentes com vários autores (e.g. Fudenberg & Tirole, 1995; Burgstahler, & Dichev, 1997; Healy & Wahlen, 1999) que apontam que os gestores usam determinadas práticas contabilísticas que afetam os resultados.

### 4.3. Análise Comparativa entre a Contabilidade Baseada no Custo Histórico e Justo Valor

Depois de se ter apurado a existência do comportamento discricionário nos resultados reportados por parte dos bancos, tanto nigerianos como portugueses, passa-se a comparar os dois períodos em estudo - mensuração ao CH / mensuração ao JV- com vista a testar H1. O melhor teste para comparar as duas amostras, período de utilização do CH versus período de utilização do JV, seria o paramétrico (Marôco, 2014). Contudo, é necessário que se validem dois pressupostos: normalidade e homogeneidade das variâncias. Isso não foi verificado para este estudo. As variâncias entre os dois grupos não são homogenias. Deste modo, recorreu-se ao teste não paramétrico *Mann-Whitney* o qual permitiu obter os seguintes resultados:

**Tabela 6**. Teste Mann-Whitney U para comparar grupos (JV e CH)

| Elementos do teste | Valor (*P-Value*) |
|---|---|
| Valor do teste | 5579 |
| *P-Value* | (0.017) |
| *n* | 231 |

Fonte: Elaboração própria

A análise deve efetuar-se a partir dum teste unilateral à esquerda (Marôco, 2014), pelo que se precisa apenas do valor de *P-Value* (exato) com $H_0$: F (JV) ≥ F (CH) vs. $H_1$: F (JV) < F (CH). Sendo o $P_{UE} = 0{,}017 < 0{,}05$, rejeita-se $H_0$. Assim, conclui-se que os *scores* dos $DAC_{jt}$ do período JV são inferiores aos do grupo CH, ou seja, a transição do CH para o JV reduziu a discricionariedade dos resultados nos bancos. Estes resultados são conformes à H1. Deste modo, pode-se afirmar que a transição do CH para o JV melhorou a qualidade dos resultados divulgados pelos bancos.

O mesmo teste foi aplicado para comparar o comportamento discricionário dos resultados entre Portugal e a Nigéria. Os resultados do teste *Mann-Whitney* foram os seguintes: Pretende-se fazer um teste unilateral à esquerda, pelo que importa apenas o *P-Value* unilateral (exato) com H0: F (Portugal) ≥ F (Nigéria) vs. H1: F (Portugal) < F (Nigéria). Sendo o $P_{UE} = 0.216 > 0.05$ não se rejeita H0, concluindo-se que os *scores* dos $DAC_{jt}$ do grupo Portugal não são inferiores aos do grupo Nigéria.

Para melhor robustez, utilizou-se um Modelo de Regressão Logística (MRL), de modo a verificar o comportamento dos $|DAC|_{jt}$ decorrentes da transição da mensuração pelo CH para o JV. A tabela a seguir apresenta os valores dessa análise.

**Tabela 7**. Regressão logística para predizer a base de mensuração CH/JV

| **Variáveis Independentes** | **Sinal Esperado** | **Valor (P- *Value*)** |
|---|---|---|
| (Constante) | ? | 17,811 *(<0,001)* |
| $\|DAC\|_{jt}$ | (+) | 5,826 (0,016) |
| $País_{jt}$ | ? | 11,586 *(<0,001)* |
| Teste Omnibus | | 33,859 (*<0,001*) |
| Teste Hosmer & Lemeshow | | 8,735 (0,365) |
| Cox & Snell $r^2$ | | 13,6% |
| Nagelkerke $r^2$ | | 18,2% |
| n | | 231 |

**Notas:**

1) $BC_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1|ACD|_{jt} + \alpha_2 País_{jt} + \delta_{jt}$ .
Definição das variáveis: $BC_{jt}$ – Base de mensuração do banco $_j$ no ano $_t$. Esta variável dependente é dicotómica e assume o valor 1 quando a base de mensuração usada pelo banco $_j$ no ano $_t$ for o CH, o valor 0 se a base de mensuração usada pelo banco $_j$ no período $_t$ for JV; $|DAC|_{jt}$ – Valor absoluto dos *accruals* discricionários do banco $_j$ no ano $_t$; $País_{jt}$ – Variável *dummy* incluída com a finalidade de controlo. Assume o valo 1 para a Nigéria e 0 para Portugal.
2) De acordo com o teste de *Wald* as variáveis |DAC| ( $\chi^2_{Wald}$ (1) = 5,826; $p$ = 0,016) e País ($\chi^2_{wald}$ (1) = 11,586; $p$ =0,001) são significativas para um nível de significância de 5%. Mais adiante analisa-se o significado do sinal positivo para o coeficiente dos |DAC|, de modo a tirarem-se conclusões relacionadas com o objetivo do uso deste modelo. Antes, o Teste Omnibus avalia o rácio de verosimilhança para verificar a significância do modelo ajustado pelas hipóteses seguintes $H_0$: $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$: O modelo não é estatisticamente significativo e $H_1$: $\alpha_1 = \alpha_2 \neq 0$: O modelo é estatisticamente significativo (Marôco, 2014). Tendo-se encontrado o resultado seguinte $G^2$ (2) = 33,859; $p$ < 0,001 pelo que se rejeita $H_0$ e assim pode-se concluir que existe pelo menos uma variável independente no modelo com poder preditivo sobre a variável dependente.
3) Relativamente ao teste Hosmer & Lemeshow para testar a significância do ajustamento do modelo aos dados o resultado indica $\chi^2_{HL}$ (8) = 8,735, $p$ = 0,365. Assim, pode-se concluir que os valores estimados pelo modelo são próximos dos valores observados, o que significa que o modelo se ajusta aos dados.
4) O modelo classifica corretamente casos do JV com uma percentagem de 78,5% contra 52,7% de casos do CH. A percentagem de casos corretamente classificados na globalidade perfaz um total de 66.2%.

Fonte: Elaboração própria

Como anteriormente referido, o objetivo fundamental desta análise consiste em verificar se a passagem do CH para o JV reduziu o comportamento discricionário dos bancos. Deste modo, interpretam-se em pormenor os resultados da Tabela 7. Sabe-se que a variável dependente, que é dicotómica, apresenta os valores 0 para o JV e 1 para o CH e que o coeficiente de regressão obtido foi $\chi^2_{Wald}$ (1) = 5,826; $p$ = 0,016. Pode-se afirmar, com base no sinal do coeficiente, que a relação entre a variável dependente com a variável explicativa é positiva e estatisticamente significativa, o que implica que a passagem do CH para o JV corresponde a uma melhoria da qualidade dos resultados, ou seja, os bancos reduziram o comportamento discricionário na passagem do CH para o JV, corroborando com os resultados do teste *Mann-Whitney* e validando assim a hipótese H1, segundo a qual a transição do CH para o JV melhorou a qualidade dos resultados divulgados pelos bancos.

Estes resultados são consistentes com Barth *et al*. (2008), os quais compararam empresas que no período compreendido entre 1994 e 2003 aplicavam as *IAS/IFRS* contra empresas que no mesmo período não aplicavam as *IAS/IFRS*. Os autores concluíram que empresas que no período em estudo tinham já implementado as *IAS/IFRS* apresentaram, em geral, menos alisamento de resultados, menor gestão de resultados para níveis desejados pelos gestores e

que a informação contabilística refletia de forma mais adequada as cotações das ações das empresas estudadas.

Ismail, Zijl e Dunstan (2013) usaram uma metodologia próxima à do estudo desenvolvido por Barth *et al*. (2008). Deste modo, compararam três anos antes e três após a implementação das *IAS/IFRS* (2002 a 2009) utilizando uma base de dados de empresas da Malásia, tendo concluído que a adoção das *IAS/IFRS* está associada a alta qualidade dos resultados divulgados e sobretudo o mesmo período está associado a baixa gestão de resultados. Por outras palavras, os autores concluíram que os *DAC* são inferiores no período após a implementação das *IAS/IFRS*.

Assim sendo os resultados do presente estudo devem ser interpretados cautelosamente, porque a melhoria pode estar também associada à melhor qualidade das *IAS/IFRS* face às normas locais que eram usadas pelos países estudados.

Os dados aqui encontrados não implicam que não haja discricionariedade no período em que é utilizada como base de mensuração o JV, embora reduzida para o caso específico dos bancos dos países em estudo. Face a esta constatação continua a ser necessário identificar as variáveis que expliquem, de modo significativo, o comportamento discricionário dos bancos. A próxima subsecção analisa alguns dos possíveis preditores dos *DAC* com a aplicação do JV.

### 4.4. Preditores do Comportamento dos *Accruals* Discricionários

Esta subsecção pretende responder às hipóteses de investigação H2 e H3 do estudo, definidas nos seguintes termos:

*H2- Existe uma relação causal entre a discricionariedade dos accruals com alguns dos novos itens constantes das DF decorrentes da passagem do CH para o JV.*

*H3: Existe uma relação inversa entre a discricionariedade dos accruals e os PCD.*

Antes de se proceder com o modelo de regressão, efetuou-se uma análise de correlação bivariada para ter uma ideia geral sobre a correlação entre as variáveis.

**Tabela 8**. Coeficientes de correlação de Pearson

| | $DAC_{jt}$ | $\Delta IFDPV_{jt}$ | $\Delta IFDPN_{jt}$ | $\Delta PCD_{jt}$ | $País_{jt}$ | $Mercado$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $DAC_{jt}$ | 1 | 0,103 | -0,073 | -0,271** | 0,009 | -0,077 |
| $\Delta IFDPV_{jt}$ | 0,103 | 1 | 0,652** | -,074 | -0,242* | 0,239* |
| $\Delta IFDPN_{jt}$ | -0,073 | ,652** | 1 | -,034 | -,176 | ,201* |
| $\Delta PCD_{jt}$ | -0,271** | -0,074 | -0,034 | 1 | 0,273** | 0,115 |
| $País_{jt}$ | 0,009 | -0,242* | -0,176 | 0,273** | 1 | 0,329** |
| $Mercado_{jt}$ | -0,077 | 0,239* | 0,201* | 0,115 | 0,329** | 1 |

**Notas**:

1) Definição de variáveis: $DAC_{jt}$ – *Accruals* discricionários do banco $_j$ no ano $_t$,; $\Delta PCD_{jt}$ – Variação de provis por créditos duvidosos ou ainda créditos que indiciam incobrabilidade para o banco $_j$ no ano $_t$; $\Delta IFDPV$ Variação de instrumentos financeiros disponíveis para venda do banco $_j$ no ano $_t$. $\Delta IFDPN_{jt}$-Variação instrumentos financeiros detidos para negociação ao JV através de resultados no banco $_j$ no ano $_t$.; *Paí* Variável *dummy* de controlo que assume o valor 1 se o banco $_j$ no ano $_t$ pertence à Nigéria, 0 caso pertenç Portugal; $Mercado_{jt}$- Variável *dummy* de controlo que toma o valor se o banco $_j$ no ano $_t$ é cotado, 0 c contrário. As variáveis $\Delta PCD_{jt}$, $\Delta IFDPV_{jt}$ e $\Delta IFDPN_{jt}$ encontram-se deflacionadas pelo total de ativos do ba $_j$ no ano $_{t-1}$.
2) ** Correlação é significativa a um nível de confiança de 0,01;
3) *Correlação é significativa a um nível de confiança de 0,05.

Fonte: Elaboração própria

Através da tabela anterior pode-se antever a possibilidade de as $\Delta PCD_{jt}$ serem o melhor preditor dos $DAC_{jt}$, uma vez que apresentam fraca correlação com outras variáveis independentes e uma forte correlação com a variável dependente $DAC_{jt}$. Contudo, não se pode concluir que haja relação causal entre $\Delta PCD_{jt}$ e $DAC_{jt}$. Nota-se uma correlação forte entre as variáveis $\Delta IFDPV_{jt}$ e $\Delta IFDPN_{jt}$, podendo-se presumir que uma delas podia ser retirada do modelo. No entanto, preferiu-se incluir todas as variáveis. A tabela seguinte fornece os resultados da regressão linear múltipla.

**Tabela 9**. Regressão linear múltipla dos preditores dos *accruals* discricionários

| **Variáveis Independentes** | **Sinal Esperado** | **Valor (*P-Value*)** |
|---|---|---|
| (Constante) | ? | -0,005<br>(0,598) |
| $\frac{\Delta IFDPV_{jt}}{AT_{jt-1}}$ | (+) | 0,027<br>(0,020) |
| $\frac{\Delta IFDPN_{jt}}{AT_{jt-1}}$ | (+) | -0,042<br>(0,067) |
| $\frac{\Delta PCD_{jt}}{AT_{jt-1}}$ | (-) | -3,622E-09<br>(0,003) |
| $Mercado_{jt}$ | ? | -0,018<br>(0,233) |
| $País_{jt}$ | ? | 0,029<br>(0,132) |
| $r^2$ | | 13.5% |
| Estatística de F | | 3,313<br>(0,008) |
| Teste Durbin-Watson | | 1,772 |
| Teste White | | 27,226<br>(0,074) |
| Teste K-S | | (0,647) |
| $n$ | | 112 |

**Notas**:

1. $DAC_{jT} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\Delta PCD_{jt}}{AT_{jt-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta IFDPV_{jt}}{AT_{jt-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta DPN_{jt} \Delta IFDPN_{jt}}{AT_{jt-1}} + \alpha_4 País + \alpha_4 Mercado + \varepsilon_{jt}$
2. A definição de variáveis encontra-se na Tabela 8;
3. O $\rho^2$ é significativamente diferente de 0 porque o teste ANOVA da regressão que testa $H_0$: α1 = α2…α5 = 0 vs. $H_1$: α1 = α2…α5 ≠ 0 obteve-se F= 3,313… associado a um $p$ < 0,010 (*P-Value*= 0.008) pelo que rejeita-se $H_0$ em favor de $H_1$. Neste caso o modelo é altamente significativo.
4. O K-S, que testa $H_0$: Os resíduos seguem distribuição normal vs. $H_1$: Os resíduos não seguem distribuição normal, está associado ao *P-Value* (exato) = 0,647 > 0,05 pelo que não se rejeita $H_0$, afirmando-se que os resíduos seguem distribuição normal (Marôco, 2014).
5. O teste *Durbin Watson* que analisa a independência dos resíduos tendo como hipóteses $H_0$: os resíduos são independentes vs. $H_1$: os resíduos não são independentes, dá 1,771 próximo de 2 e encontra-se no intervalo de não rejeição de $H_0$, ou seja, autocorrelação nula de acordo com a tabela dos valores críticos: [1,766; (4 – 1,766 = 2,233)[, sendo o $d_U$ = 1,766 (Marôco, 2014).
6. O teste do *White*, ou seja, que testa a homogeneidade dos resíduos com as hipóteses $H_0$: As variâncias dos resíduos são homogéneas vs. $H_1$: As variâncias dos resíduos não são homogéneas, apresenta um *P-Value* = P ($\chi^2$ (18)> 27,2264) = 0,074, o que leva à não se rejeitar $H_0$, assumindo assim a homogeneidade dos resíduos.
7. Para diagnosticar indícios de problemas de multicolinearidade, recorreu-se à análise do *VIF*, o qual apresenta para todas as variáveis independentes um valor inferior a 5. Assim, pode-se afirmar que não há indícios de multicolinearidade nas variáveis independentes que compõem o modelo.

Fonte: Elaboração própria

Após a apresentação na tabela anterior dos coeficientes de regressão do modelo [4], e apresentados todos os testes, pode-se afirmar que o modelo é válido e comprova-se a

existência de uma relação causal entre a variável dependente $DAC_{jt}$ com as variáveis explicativas $\Delta PCD_{jt}$ e $\Delta IFDPV_{jt}$, sendo a relação inversa para a variável $\Delta PCD_{jt}$ e direta com a variável $\Delta IFDPV_{jt}$, como esperado.

A relação entre os $DAC_{jt}$ com os $\Delta IFDPV_{jt}$ é positiva e está associada a um *P-Value* de 0,020, significativo a um nível de significância de 5%. Pode-se afirmar que a variação positiva das $\Delta IFDPV_{jt}$ nas DF está associada ao aumento dos $DAC_{jt}$. Com este resultado valida-se parcialmente a H2, sendo que dos novos itens constantes das DF decorrentes da passagem do CH para o JV, apenas as $\Delta IFDPV_{jt}$ predizem os $DAC_{jt}$.

Estes resultados são consistentes com Beatty, (1995). Segundo esta autora, bancos com uma política de gestão de resultados e do capital através de ganhos na venda de títulos têm igual tendência para classificar títulos como IFDPV.

Os resultados do estudo demonstram que a variável $\Delta IFDPN_{jt}$ não é preditor da variável $DAC_{jt}$ porque o coeficiente está associado a um *P-Value* de 0,067 não significativo ao nível de significância de 5%. Esta variável foi incluída no estudo dado que se entendeu que poderia contribuir para a explicação dos $DAC_{jt}$. Contudo, é raramente analisada em diversos estudos que avaliam os instrumentos financeiros.

Segundo Nissim e Penman (2007), a classificação de ativos como IFDPN é incomum, ou seja, menos frequente. Na amostra usada por estes autores apenas os maiores bancos é que classificavam uma parte significativa dos ativos como IFDPN, o que é consistente com os resultados apresentados na Tabela 4 onde apenas 7% e 8% de ativos foram classificados como IFDPV para Portugal e Nigéria, respetivamente.

Khurana e Kim (2003) defendem que valores de ativos ao JV são relevantes quando obtidos num mercado que fornece dados objetivos. Assim sendo, é aceitável que os IFDPN não expliquem os $DAC_{jt}$ por serem naturalmente pouco usados para fins de gestão de resultados como foi constatado relativamente aos IFDPV.

Relativamente às $\Delta PCD_{jt}$, os resultados apresentados demonstram que os $DAC_{jt}$ têm uma relação inversa com as $\Delta PCD_{jt}$ divulgadas nas DF. À medida que as $\Delta PCD_{jt}$ divulgadas aumentam, o impacto será inverso relativamente aos *accruals* que terão a tendência de reduzir e vice-versa. Este resultado é consistente na medida em que o coeficiente da variável $\Delta PCD_{jt}$ é negativo e associado a um *P-Value* de 0,003, o que se considera estatisticamente significativo. Mediante estes resultados valida-se H3, pelo que pode-se afirmar que existe uma relação inversa entre a discricionariedade dos *accruals* e as $\Delta PCD_{jt}$.

Os resultados são consistentes com Kanagaretnam *et al.* (2001), segundo os quais os bancos com bom desempenho atual e expetativas de mau desempenho no futuro tendem a economizar dinheiro para o futuro, reduzindo os resultados atuais por meio de *accruals*, o que sugere um aumento de $\Delta PCD_{jt}$. Em situações contrárias, isto é, baixo desempenho atual e expetativa futura de bons resultados, os bancos tendem a aumentar os resultados atuais através de *accruals*, o que sugere a diminuição de $\Delta PCD_{jt}$.

## 5. Conclusões

O presente estudo foi desenvolvido tendo como meta identificar as implicações da transição da mensuração de certos ativos pelo CH para o JV sobre resultados reportados por bancos. Os bancos que constituíram a amostra para o estudo pertencem a Portugal e à Nigéria para um período compreendido entre 2000 a 2013. O período indicado é caracterizado por conter dois períodos distinguidos pelas bases de mensuração contabilística: CH e JV.

Os *DAC*, que são uma *proxy* de qualidade dos resultados, foram comparados para verificar se houve melhoria ou não na qualidade de resultados reportados pelos bancos após a transição do CH para o JV. Esta hipótese foi confirmada o que é consistente com estudos anteriores. Ademais no período do JV, encontrou-se que os IFDPV são preditores dos DAC, sendo a relação direta e que os PCD são igualmente bons preditores dos DAC, sendo a sua relação inversa e consistente com estudos anteriores.

Para além das contribuições que este trabalho apresenta, sugere-se para futuros estudos o aperfeiçoamento dos modelos a aplicar para avaliar os *DAC* para o setor bancário. A melhoria dos modelos de análise dos *DAC* contribuirá para melhores estimativas e aumentará o número de pesquisas relacionadas no setor financeiro.

O presente trabalho, apesar de identificar a melhoria dos resultados com a transição do CH para o JV, não exterioriza outros fatores normativos que não estão implícitos nas bases de mensuração, potenciais explanadores da melhoria da qualidade dos resultados na passagem do CH para o JV. Os mesmos podiam ser evidenciados em trabalhos futuros de modo a apurar claramente em que medida a transição do CH para o JV influenciou a qualidade de resultados independentemente dos fatores relacionados com a evolução das normas da contabilidade.

Sabendo que as *IAS/IFRS* e consequentemente o JV são aplicados em países de diversificado nível económico, cujas condições de mercados diferem, poder-se-á, em futuros estudos, formar uma amostra constituída por bancos que transacionam em mercados ativos e outros bancos que transacionam em mercados não ativos. Essa comparação serviria de evidência às entidades normalizadoras locais para a necessidade ou não de reajustamentos a serem feitos às normas internacionais concernentes à base de mensuração do JV, tomando em consideração as condições básicas exigíveis pelas normas, confrontadas às localmente possíveis.

**Referências**


Anandarajan, A., Hasan, I. & McCarthy, C. (2007). Use of loan loss provisions for capital, earnings management and signalling by australian banks. *Accounting and finance*, Vol. 47, (2007), pp 357-379.

Barth, M. (1994). Fair value accounting: evidence from investment securities and the market valuation of banks. *The accounting review*, Vol. 69, n°. 1,(January), pp 1-25.

Barth, M., Beaver, W. & Landsman, W. (1996). Value-relevance of banks fair value disclosures under SFAS 107. *Accounting and regulatory*, Vol. 71, n°. 4, (October), pp 513-537.

Barth, M., Beaver, W. & Wolfson, M. (1990). Components of earnings and the structure of bank share prices. *Financial Analysts Journal*, Vol. 46, n°. 3, (May-June), pp 53-60.

Barth, M., Landsman, W. & Lang, M. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of accounting research*, Vol. 46, n°. 3, (June), pp 467-498.

Barth, M., Landsman, W. & Wahlen, J. (1995). Fair value accounting: effects on banks earnings volatility, regulatory capital, and value of contractual cash flows. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 19, (1995), pp 577-605.

Beatty, A. (1995). The effects of fair value accounting on investment portfolio management: how fair is it. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* Vol. 77, n°. 1, (January-February), pp 25-39.

Burgstahler, D. & Dichev, I. (1997). Earning management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of accounting and economics,* Vol. 24, (1997), pp 99-126.

Bushman, R. & Williams, C. (2012). Accounting discretion, loan loss provisionin, and discipline of banking risk-taking. *Journal of accounting and economics*, Vol. 54, (2012), pp 1-18.

Crockett, A. (2008). Market liquidity and financial stability. *Banque de France Financial Stability Review*, pp 13-17.

Dechow, P., Sloan, R. & Sweeney, A. (1995). Detecting earning management. *The accounting Review,* Vol. 70, n°. 2, (April), pp 193-225.

Diana, C. (2009). Historical Cost vesus fair value. *Annals of Faculty of Economics,* Vol. 3, n°. 1, pp 860-865.

Eccher, E., Ramesh, k. & Thiagarajan, S. (1996). Fair value disclosures by bank holding companies. *Journal of accounting and economics*, Vol. 22, (1996), pp 79-117.

Fiechter, P. (2011). Reclassification of financial assets under IAS39: impact on european banks financial statement. *Accounting in Europe*, Vol. 8, n °. 1, (June), pp 49-67.

Financial Accounting Standards Board (1993). Statement of Financial Accounting Standards N° 115: Accounting for Certain Investments in Debt and Equity Securities. Acedido a 31 de Julho de 2015, em http://www.fasb.org.

Fonseca, A. & González, F. (2008). Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions. *Journal of banking and Finance*, Vol. 32, (2008), pp 217-228.

Fudenberg, D. & Tirole, J. (1995). A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *Journal of political economy,* Vol. 103, n°. 1, (February), pp 75-93.

Healy, P. & Wahlen, J. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *American accounting association,* Vol. 13, n°. 4, (December), 365-363.

International Financial Reporting Standards (2012). International Accounting Standard N° 39: Financial Instruments: Recognition and Measurement. Acedido a 31 de Julho de 2015, em http://www.ifrs.org.

Ismail, W., Zijl, T. & Dunstan, K. (2013).Earning quality and the adoption of IFRS-based accounting standards: Evidence from an emerging market. *Asian review of accounting*, Vol. 21 n°.1, pp 1-31.

Jones, J. (1991). Earning management during important relief investigations. *Journal of accounting research,* Vol. 29 n°. 2, (autumn), pp 193-228.

Kanagaretnam, K., Lobo, G. & Mathieu, R. (2001). Managerial incentives for income smoothing through bank loan loss provisions". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 20 n°. 1, (November), pp 63-80.

Khurana, I. & Kim, M. (2003). Relative value relevance of historical cost vs. Fair value: evidence from bank holding companies. *Journal of accounting and public policy*, Vol. 22, (2003), pp 19-42.

Landsman, W. (2007) Is fair value accounting information relevant and reliable? Evidence from capital market research. *Accounting and business research*, Vol. 37, n°. 1, pp 19-30.

Marôco, J. (2014). *Análise estatística com o SPSS Statistics*. (6.ª Edição). Perô Pinheiro: Report Number, pp 1-983

Martinez, A. (2008). Detetando earnings management no Brazil: Estimando os accruals discricionários. *Revista de Contabilidade e Finanças*, Vol. 19, n°. 46, (janeiro-abril), pp 7-17.

Nelson, K. (1996). Fair value accounting for commercial banks: an empirical analysis of SFAS 107. *The accounting review*, Vol. 71, n°. 2, (Abril), 161-182.

Nissim, D. & Penman, S. (2007). Fair value accounting in the banking industry. Acedido a 31 de Julho de 2015, em http://academiccommons.columbia.edu.

Paananen, M., Renders, A. & Shima, k. (2012). The amendement of IAS 39: determinants of reclassification behavior and capital market consequences. *Journal of accounting auditing and finance*, Vol. 27 n°. 2, pp 208 -235.

Park, M., Park, T. & Ro, B. (1999). Fair value disclosures for investment securities and bank equity: evidence from SFAS n° 115. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 14, n°. 3, pp 347-370.

Penman, S. (2007). Financial reporting quality: is fair value a plus or a minus. *Accounting and business research*, Vol. 37, n°. 1, pp 33-44.

Quagli, A. & Ricciardi, M. (2010). The IAS 39-October 2008 amendement as another apportunity of earnings management: an analysis of the european banking industry. Acedido a 31 de Julho de 2015, em *SSRN 1639925.*

Subramanyam, K. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of accounting and economics*, Vol. 22, (1996), pp 249-281.

Sweeney, A. (1994). Debt-covenant violations and managers accounting responses. *Journal of accounting and economics*, Vol. 17, (1994), 281-308.

Ugbede, O., Lizam, M. & Kaseri, A. (2013). Corporate governance and earnings management: empirical evidence from malasian and nigerian banques. *Asian journal of management sciences and education*, Vol. 2, n°. 4, (October), pp 11-21.

Zanine, A. (2007). Regressão logística e redes neurais artificiais: um problema de estrutura de preferência do consumidor e classificação de perfis de consumo. *Faculdade de Economia Aplicada FEA/UFJF: Universidade Federal de Juiz de Fora*. Acedido a 31 de Julho de 2015, em www.ufjf.br/seminarios_ppgea/files/2013/07/td_007_20071.