

A ciclicidade da provisão para créditos de liquidação duvidosa sob três diferentes modelos contábeis: Reino Unido, Espanha e Brasil

Antônio Maria Henri Beyle de Araújo

Universidade Católica de Brasília, Departamento de Ciências Contábeis, Brasília, DF, Brasil
E-mail: henri.beyle@uol.com.br

Paulo Roberto Barbosa Lustosa

Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas, Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais, Brasília, DF, Brasil
E-mail: lustosa@unb.br

Edilson Paulo

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Finanças e Contabilidade, João Pessoa, PB, Brasil
E-mail: e.paulo@uol.com.br

Recebido em 11.10.2016 – Desk aceite em 07.11.2016 – 2ª versão aprovada em 08.08.2017 – *Ahead of print* em 06.11.2017

RESUMO

Uma polêmica envolvendo a provisão para créditos de liquidação duvidosa em bancos refere-se à sua relação com os ciclos econômicos. Enquanto os padrões contábeis internacionais para o reconhecimento da provisão (modelo de perda incorrida) seriam presumivelmente pró-cíclicos, acentuando os efeitos do ciclo econômico vigente, um modelo alternativo, o modelo de perda esperada, teria características anticíclicas, atuando como uma espécie de amortecedor dos desequilíbrios econômicos próprios das fases de expansão e de contração da economia. No Brasil, vigora um modelo contábil misto, cujo comportamento não se sabe ser pró-cíclico ou anticíclico. Identificar o comportamento desses modelos contábeis frente aos ciclos econômicos, por meio de um modelo econométrico composto por variáveis contábeis e macroeconômicas, foi o objetivo desta pesquisa. O estudo contempla uma discussão sobre o impacto do comportamento do risco de crédito, do gerenciamento de resultados, do gerenciamento de capital, do comportamento do Produto Interno Bruto (PIB) e do comportamento da taxa de desemprego sobre a provisão, em países que utilizam os distintos modelos contábeis. Foram utilizados dados de bancos comerciais do Reino Unido (perda incorrida), da Espanha (perda esperada) e do Brasil (modelo misto), no período de 2001 a 2012. Os resultados revelaram que os modelos contábeis dos três países, apesar de serem formados por regras de natureza bastante distinta no que diz respeito a um eventual efeito sobre os ciclos econômicos, apresentaram comportamento pró-cíclico, indicando que, quando o PIB está em ascensão, as provisões tendem a cair e vice-versa. Os resultados revelaram também outros elementos que podem estar influenciando o comportamento da provisão, como a prática de gerenciamento de resultados.

Palavras-chave: provisões, ciclicidade, ciclos econômicos, operações de crédito, bancos comerciais.

Endereço para correspondência

Antônio Maria Henri Beyle de Araújo

Universidade Católica de Brasília, Departamento de Ciências Contábeis
SQSW 306, Bloco G, Apartamento 204 – CEP: 70673-437
Sudoeste – Brasília – DF – Brasil

1. INTRODUÇÃO

Segundo Longbrake e Rossi (2011), muitas das regras que regulam os mercados financeiros contribuíram para aprofundar a crise que vitimou a economia mundial no período 2007-2009, alimentando o debate acerca da forma como o sistema financeiro estaria acentuando os efeitos decorrentes das fases de expansão e de contração da economia. No cerne da afirmação, a preocupação com a pró-ciclicidade, que representa o comovimento positivo entre uma determinada variável e a atividade econômica (Bebczuk & Sangiácomo, 2010).

Para Harrald e Sandal (2010), a pró-ciclicidade é a forma pela qual o sistema bancário interage com a economia real no sentido de acentuar os efeitos de um ciclo econômico. Decorre dos incentivos para a aceleração da concessão de empréstimos em períodos de expansão econômica e para sua contração em momentos de crise.

Segundo Longbrake e Rossi (2011), o sistema financeiro deveria, idealmente, amortecer, e não amplificar os ciclos econômicos. A pró-ciclicidade se revela especialmente um problema quando acentua o efeito da queda do ciclo econômico, favorecendo o agravamento da crise. Nesse sentido, regras anticíclicas, que reduzem os desequilíbrios econômicos, diminuindo a amplitude dos ciclos econômicos, são bem-vindas.

Ainda de acordo com esses autores, entre os fatores que explicam a influência do sistema financeiro no cenário econômico estão as regras contábeis de constituição da provisão para créditos de liquidação duvidosa. A expressão “provisão para créditos de liquidação duvidosa” é a denominação usada pelo Banco Central do Brasil para as perdas estimadas nos créditos concedidos por instituições financeiras. Nos padrões contábeis internacionais, tal provisão estaria representada pelas perdas por imparidade originárias de empréstimos e recebíveis.

Para Bikker e Metzmakers (2004), a provisão abre portas a julgamentos subjetivos, permitindo a discricionariedade no estabelecimento de níveis considerados “adequados”. O estudo desses autores identificou uma relação direta entre a provisão constituída pelos bancos e os ciclos econômicos, revelando que a suavização de resultados, o gerenciamento de capital e as regras de tributação também seriam determinantes à definição do nível da provisão.

Betancourt e Baril (2009) observam que no início de um ciclo econômico descendente há pouca provisão reconhecida no resultado dos bancos. Com o agravamento da crise, as provisões vão crescendo, deteriorando a situação patrimonial dos bancos e reduzindo os níveis de concessão de crédito quando o mercado mais necessita

de recursos. Esse comportamento pró-cíclico estaria sendo adotado pelos bancos que seguem padrões internacionais de contabilidade para as provisões.

Os princípios contábeis nos Estados Unidos e os padrões do *International Accounting Standard Board* (IASB) adotam o modelo de perda incorrida, pois estabelecem que uma perda em operações de crédito somente será reconhecida no resultado se for provável sua ocorrência (relacionada a um evento de perda) e seu valor puder ser estimado com segurança.

Segundo Betancourt e Baril (2009), uma alternativa ao modelo de perda incorrida é o modelo de perda esperada, que reconhece provisões baseadas em expectativas de perdas futuras, independentemente de evidência objetiva. Tal modelo tem como referência a provisão dinâmica adotada pelo Banco de España, que admite a constituição de provisão genérica para proteger os bancos contra eventuais perdas adicionais em um determinado ciclo econômico.

No Brasil, a Resolução nº 2.682/1999, do Conselho Monetário Nacional, reza que a provisão seja constituída com base no nível de risco da operação, devendo seu valor ser revisto, no mínimo, mensalmente, em função do atraso no pagamento de principal ou encargos. Trata-se de sistema misto, com características de perda esperada (provisões baseadas em expectativas de perdas futuras) e de perda incorrida (provisões baseadas em evidências objetivas representadas pelos atrasos de pagamento).

Os três modelos contábeis estariam provocando comportamentos distintos da provisão em relação aos ciclos econômicos. Para confirmar tal premissa, urge investigar a relação entre os critérios contábeis para a constituição de provisão em bancos e os ciclos econômicos.

Estudos, como os de Bikker e Metzmakers (2004) e de Boutavier e Lepetit (2007), já foram realizados para investigar a relação entre a provisão para créditos duvidosos e os ciclos econômicos. Além de restritos a certos aspectos da provisão, esses estudos usaram modelos e variáveis relativamente distintos, deixando espaço para novas incursões sobre o tema.

Raros são os estudos envolvendo o modelo brasileiro, presumivelmente anticíclico por ter a maior parte do valor das provisões como resultado da classificação das operações por nível de risco quando de sua concessão, e não da migração entre as categorias de risco por inadimplemento das operações.

O objetivo é analisar se os modelos contábeis voltados à constituição de provisão para créditos duvidosos em bancos são pró-cíclicos, anticíclicos ou acíclicos, utilizando-se

um modelo econométrico com fundamentação teórica e construção empírica consistentes.

Foi especificado modelo econométrico em painéis de dados no qual a variável despesa de provisão para créditos de liquidação duvidosa, relativizada pelo ativo total, é regredida contra a variação do Produto Interno Bruto (PIB), sob controle da taxa de desemprego e de variáveis contábeis que afetam a provisão. Idêntica especificação é rodada para amostras de três diferentes sistemas contábeis de provisão (Reino Unido, Espanha e Brasil), buscando-se verificar se a covariância entre a provisão e o PIB é significativamente positiva (anticíclica), negativa (pró-cíclica) ou sem significância (acíclica).

Os resultados indicaram associação negativa e

significativa entre a despesa de provisão e o PIB nos três países, sinalizando que o comportamento pró-cíclico confirmado empiricamente independe do modelo de provisão adotado. Uma provável conjectura sobre este achado é que os bancos podem estar gerenciando discricionariamente seu lucro através da provisão, mais do que compensando o efeito esperado dos modelos, mas esta é uma hipótese a ser investigada em futuras pesquisas.

Além desta introdução, este trabalho apresenta, na seção 2, a revisão da literatura; a seção 3 formula as três hipóteses da pesquisa; a seção 4 detalha a metodologia; a seção 5 apresenta, analisa e discute os resultados; e a seção 6 faz as considerações finais.

2. CONSIDERAÇÕES SOBRE CICLOS ECONÔMICOS E PRÓ-CICLICIDADE

Uma definição clássica de “ciclo econômico” é a de Burns e Mitchell (1946, tradução nossa):

Ciclos econômicos são espécies de flutuações verificadas na atividade econômica agregada de nações que organizam seu trabalho principalmente por meio de atividades empresariais: um ciclo consiste de expansões verificadas praticamente ao mesmo tempo em várias atividades econômicas, seguidas por recessões, contrações e revigoramentos de caráter também geral, que se mesclam à fase de expansão do próximo ciclo; em termos de duração, os ciclos econômicos variam de períodos superiores a 1 ano até dez ou doze anos.

Para Harrald e Sandal (2010), a pró-ciclicidade é a forma pela qual o sistema bancário interage com a economia real acentuando os efeitos de um ciclo econômico. O custo da pró-ciclicidade depende da extensão pela qual os efeitos do ciclo são acentuados e do fato de esses efeitos serem danosos à economia. A pró-ciclicidade decorre dos

incentivos para a aceleração da concessão de empréstimos em períodos de expansão e para a contração das referidas operações nas épocas de crise.

Segundo Bebczuk et al. (2010), a pró-ciclicidade é o movimento sincronizado do crescimento do crédito e da produção, ambos no tempo t . Uma excessiva ciclicidade da concessão de crédito pode gerar problemas como a exacerbação do ciclo econômico, o aumento do risco sistêmico e a alocação inadequada dos recursos para empréstimos.

Para Gonzales (2009), a pró-ciclicidade está presente quando as ações dos bancos tendem a reforçar os movimentos dos ciclos econômicos subjacentes, apontando para uma correlação entre referidas ações e os cenários econômicos vigentes. As medidas pró-cíclicas são, portanto, as que contribuem para o fortalecimento do ciclo econômico vigente.

3. A PROVISÃO PARA CRÉDITOS DE LIQUIDAÇÃO DUVIDOSA EM BANCOS

Hendriksen e Van Breda (1999) declaram que um importante elemento da avaliação de recebíveis é o tratamento da incerteza quanto ao seu pagamento pelo cliente. Assim, a receita deve ser medida pelo valor que se espera receber. Na qualidade de reserva de valor, a provisão ajusta o valor bruto dos empréstimos em função do seu risco de crédito. Tal ajuste tem efeito direto no cálculo do lucro, afetando o montante a ser distribuído aos acionistas.

3.1. Modelos de Provisão

As regras de provisão de bancos podem ser: (i) *backward-looking*, baseadas nas perdas incorridas nas operações, considerados os eventos e as condições anteriores ao balanço; e (ii) *forward-looking*, constituídas com base nas perdas esperadas, a partir de análises de tendências (Bouvatier & Lepetit, 2012).

Segundo Cortavarria, Dziobek, Kanaya e Song (2000), as provisões podem ser genéricas e específicas. As genéricas são as perdas possíveis ou latentes ainda não identificadas (*ex-ante*), aplicáveis a todas as operações. As específicas refletem perdas identificadas individualmente, relacionadas a um evento observável (*ex-post*).

3.2. Gerenciamento de Resultados via Provisão

As regras contábeis conferem o uso da discricionariedade e do julgamento na preparação das demonstrações contábeis (Cohen & Zarowin, 2007). Faculta-se usar o conhecimento e a *expertise* no negócio visando a selecionar métodos, estimativas e evidenciações contábeis mais apropriados. O problema é quando os gestores encontram incentivos para transmitir informação em benefício próprio, escolhendo métodos e estimativas contábeis que não refletem adequadamente as condições econômicas subjacentes.

Para Cohen e Zarowin (2007), essa discricionariedade da informação contábil pode ser tanto maximizadora de valor como oportunista, abrindo espaço para o “gerenciamento de resultados”. Este pode ser alcançado por meio da manipulação de *accruals*, que, segundo Martinez (2001, p. 29), representam “a diferença entre o lucro líquido e o fluxo de caixa líquido”, ou por meio de transações reais, como a redução de gastos com pesquisa e desenvolvimento. No caso da provisão, o gerenciamento de resultados ocorre através da manipulação de *accruals*. Para Martinez (2001), quando é facultado ao gestor fazer escolhas contábeis, este pode não se restringir ao fato contábil em si e utilizar variáveis exógenas, que também influenciarão a decisão. Assim, a provisão contemplará também aspectos que extrapolam a qualidade do crédito.

Estudos revelaram indícios da prática de gerenciamento de resultados por instituições financeiras no Brasil, a partir do uso da provisão para créditos de liquidação duvidosa. Macedo e Kelly (2016) identificaram que, de 2006 a 2012, a referida provisão sofreu influências do nível de lucro obtido pelas instituições financeiras. Resultado semelhante alcançaram Bortoluzzo, Sheng e Gomes (2016), analisando o comportamento de 123 bancos brasileiros entre 2001 e 2012. Silva (2016) constatou que as instituições financeiras brasileiras e luso-espanholas fizeram, de junho de 2009 a dezembro de 2014, uso das despesas com provisão para gerenciar resultados. Cursio e Hasan (2015) constataram que, de 1996 a 2006, o gerenciamento de resultados revelou-se um importante determinante da provisão nos intermediários financeiros que atuam na zona do Euro.

3.3. Gerenciamento de Capital via Provisão

Na hipótese de gerenciamento de capital, os bancos constituem provisões maiores quando o seu capital regulatório apresenta-se relativamente baixo. Isso ocorre, segundo Bikker e Metzmakers (2004), porque o Acordo de Basileia permite que as provisões acumuladas no balanço, embora limitadas a um percentual dos ativos ponderados pelo risco, componham o capital regulatório dos bancos. Tal permissão ocorre somente em relação ao capital nível 2, que é o capital regulatório de mais baixa qualidade, cujo valor não pode exceder o valor do capital nível 1, tido como capital principal.

3.4. Estudos Relacionando a Provisão com os Ciclos Econômicos

A Tabela 1 contempla estudos envolvendo a pró-ciclicidade da provisão em bancos.

Tabela 1 Síntese dos principais artigos envolvendo a análise da pró-ciclicidade da provisão para créditos de liquidação duvidosa em instituições financeiras.

Autor/Período	Metodologia	Resultados
Cavallo e Majnoni Período: 1988 a 1999 Publicação: 2001	Estimação de uma equação em que a provisão é uma função de: (i) variáveis específicas dos bancos, (ii) variáveis macroeconômicas e (iii) variáveis institucionais, com a utilização de três técnicas distintas (<i>OLS cross section</i> , <i>pooled cross section</i> e <i>panel fixed effect estimation</i>).	Fortes evidências de que a relação entre a provisão e o lucro dos bancos de países do G-10 apresenta sinal positivo. O mesmo sinal é negativo para os bancos de países fora do G-10, que, em média, apresentam provisões muito pequenas em períodos bons, sendo forçados a aumentá-las nos períodos ruins.
Bikker e Hu Período: 1979 a 1999 Publicação: 2002	Para identificar a relação da provisão com o ciclo econômico, três variáveis macroeconômicas (crescimento real do PIB, desemprego e inflação) e três variáveis específicas do setor bancário (empréstimos, resultado líquido de intermediação financeira e <i>defaults</i>) foram usadas como variáveis explicativas da provisão na regressão linear.	O aumento da provisão depende muito do ciclo econômico. Em tempos ruins, as provisões aumentam. Os bancos contribuem significativamente mais para as provisões em anos de lucros relativamente maiores (como precaução ou como forma de suavização de resultados), levando o setor a ser menos pró-cíclico do que deveria.
Laeven e Majnoni Período: 1988 a 1999 Publicação: 2003	Na regressão linear, as provisões são função dos lucros antes do imposto de renda e das provisões para perdas; do crescimento real de empréstimos; do crescimento real <i>per capita</i> do PIB; e de <i>dummies</i> de ano.	Muitos bancos atrasam ao máximo o reconhecimento de provisões, registrando-as quando a retração econômica acabou de se instalar, aumentando o impacto dos ciclos econômicos nos resultados e no capital.
Bikker e Metzmakers Período: 1991 a 2001 Publicação: 2004	Partindo dos modelos de Cavallo e Majnoni (2002) e de Laeven e Majnoni (2003), os autores trabalharam com variáveis adicionais como crescimento do PIB e <i>dummies</i> para os países. A utilização da provisão para gerenciamento de capital também foi testada.	As provisões dos bancos costumam ser substancialmente maiores em períodos de menor crescimento do PIB, refletindo o risco crescente de suas carteiras de crédito quando o ciclo econômico vira, entrando em fase descendente. Esse efeito é mitigado pelo aumento da provisão nos períodos de lucros maiores e naqueles em que o crescimento do volume de empréstimos torna-se maior.
Handorf e Zhu Período: 1990 a 2000 Publicação: 2006	O modelo parte do pressuposto de que a provisão (variável dependente) é uma função linear de duas variáveis: (i) do valor inicial da provisão acumulada, líquido das baixas ou das perdas <i>ex-post</i> do período corrente; e das expectativas da administração em relação às futuras baixas, baseadas em informações correntes disponíveis.	Há uma correlação positiva entre provisão e PIB. Os testes empíricos não dão suporte à pró-ciclicidade da provisão em bancos. Os resultados foram diversos conforme o porte das instituições. Bancos de médio porte tendem a utilizar informações sobre perdas projetadas na definição do valor da provisão (atitude anticíclica). Os bancos menores e os bancos bem maiores tendem a práticas de provisão que contemplem perdas correntes (atitude pró-cíclica).
Bovadier e Lepetit Período: 1992 a 2004 Publicação: 2007	O modelo avalia se a evolução das provisões explica as mudanças de comportamento dos bancos em relação à concessão de empréstimos durante o ciclo econômico. O modelo de regressão linear estimou os componentes discricionários e não discricionários da provisão. Os autores introduziram a variável dependente defasada como variável explicativa, no sentido de contemplar um ajustamento dinâmico da provisão. O gerenciamento de capital, o gerenciamento de resultados e a sinalização de robustez de patrimônio também são variáveis importantes.	Constituir provisões para cobrir perdas esperadas futuras em empréstimos (“provisões não discricionárias”) provoca maiores flutuações no crédito. O componente não discricionário da provisão amplifica o ciclo de crédito: numa fase ascendente da economia os bancos tendem a subestimar o risco de crédito, indicando a existência de maiores incentivos para a concessão de novos empréstimos, pois os custos de emprestar encontram-se subavaliados. As provisões com finalidades gerenciais (provisões discricionárias) não produzem o mesmo efeito.
Glen e Mondrágon-Vélez Período: 1996 a 2008 Publicação: 2011	Avaliaram-se os efeitos dos ciclos econômicos no desempenho das carteiras de empréstimos dos bancos de países em desenvolvimento, utilizando-se modelos lineares e não lineares. A provisão foi a <i>proxy</i> da performance da carteira. O PIB e outras variáveis macroeconômicas foram considerados como variáveis explicativas. A taxa de juros de empréstimos e um conjunto de variáveis com as características individuais dos bancos de cada país também foram considerados.	Enquanto o crescimento econômico é o maior direcionador do desempenho da carteira de crédito dos bancos, os efeitos causados pelas taxas de juros são de segunda ordem. A relação entre as provisões e o crescimento econômico é altamente linear apenas em condições econômicas de extremo estresse. Provisões para perdas maiores estão relacionadas ao grau de alavancagem do setor privado, à má qualidade da carteira de empréstimos e à ausência de penetração e capitalização do sistema financeiro.

PIB = produto interno bruto.

Fonte: Elaborada pelos autores.

4. HIPÓTESES DA PESQUISA

As hipóteses a serem testadas nesta pesquisa, formuladas em formato alternativo, são:

H₁: A provisão baseada no modelo de perda incorrida apresenta relação negativa com as variáveis que representam a atividade econômica, contribuindo para potencializar eventuais retrações experimentadas pela economia ou para ampliar os efeitos de ciclos econômicos favoráveis. Possui natureza pró-cíclica.

H₂: A provisão baseada no modelo de perda esperada apresenta relação positiva com as variáveis que representam

a atividade econômica, impedindo que eventuais retrações da economia sejam potencializadas ou que os efeitos de ciclos econômicos favoráveis sejam ampliados. Possui natureza anticíclica.

H₃: A provisão baseada no modelo misto adotado no Brasil apresenta relação positiva com as variáveis que representam a atividade econômica, impedindo que eventuais retrações experimentadas pela economia sejam potencializadas ou que os efeitos de ciclos econômicos favoráveis sejam ampliados. Possui natureza anticíclica.

5. METODOLOGIA

5.1. Apresentação do Modelo e Discussão das Variáveis

Definiu-se um modelo de regressão linear para avaliar a relação entre as variáveis de interesse, visando a identificar como as provisões estão associadas às variáveis que caracterizam os ciclos econômicos. A maioria dos estudos relacionando provisões e ciclos econômicos utiliza esse tipo de modelo, a exemplo de Cavallo e Majnoni

(2001), Bikker e Hu (2002), Laeven e Majnoni (2003), Bikker e Metzmakers (2004), Handorf e Zhu (2006), Bouvatier e Lepetit (2007) e Glen e Mondragón-Vélez (2011).

O modelo é estimado com o método de dados em painel. Os testes empíricos baseiam-se no modelo a seguir, elaborado a partir dos objetivos e das hipóteses da pesquisa:

$$PROV_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta PIB_t + \beta_2 DESEMP_t + \beta_3 LUC_{it} + \beta_4 \Delta \ln EMP_{it} + \beta_5 EMP_{it} + \beta_6 PL_{it} + \beta_7 PORTE_{it} + \varepsilon_{it}$$

1

onde:

- $PROV_{it}$ = provisão para créditos de liquidação duvidosa sobre os ativos totais médios dos bancos i no tempo t .
- ΔPIB_t = variação real do PIB no tempo t .
- $DESEMP_t$ = taxa de desemprego no tempo t .
- LUC_{it} = lucro antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre os ativos totais médios dos bancos i no tempo t .
- $\Delta \ln EMP_{it}$ = variação dos saldos dos empréstimos dos bancos i no tempo t .
- EMP_{it} = saldo das operações de crédito sobre os ativos totais dos bancos i no tempo t .
- PL_{it} = capital próprio sobre os ativos totais dos bancos i no tempo t .
- $PORTE_{it}$ = tamanho dos bancos i no tempo t .

O objetivo do modelo não é capturar uma eventual relação de causa e efeito entre variável dependente e variáveis independentes, mas identificar como a variável dependente se comporta diante da variação de cada variável independente, especialmente as macroeconômicas.

Apesar de as variáveis contábeis serem endógenas, a sua inclusão no modelo justifica-se por ser a provisão influenciada por fatores eminentemente contábeis, como recebíveis, lucros e capital próprio. Ademais, tais variáveis funcionam como variáveis de controle, auxiliando a captura mais adequada da relação entre a variável dependente e as independentes, tidas como críticas ao estudo (PIB e taxa de desemprego).

A maioria dos modelos que estudam a relação provisão-ciclos econômicos utiliza a provisão como variável

dependente. Neste estudo, ela representa o montante líquido das despesas de provisão constituídas no período, obtido pela diferença entre as provisões constituídas e as revertidas.

As variáveis independentes podem ser classificadas em: (i) variáveis macroeconômicas dos países (crescimento real do PIB e taxa de desemprego); (ii) variáveis contábeis dos bancos (lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre os ativos totais médios, variação dos saldos dos empréstimos, saldos dos empréstimos sobre os ativos totais e capital próprio sobre os ativos totais); e (iii) variáveis de controle (porte do banco).

A variação real do PIB é a variável crítica do modelo, sendo considerado o indicador mais útil para representar o ciclo econômico. O seu valor representa a variação percentual do PIB a preços constantes.

A taxa de desemprego é outra métrica representativa da fase corrente do ciclo econômico. No Brasil, ela indica a taxa de desocupação de pessoas a partir de 10 anos de idade, consideradas apenas as principais regiões metropolitanas do País.

A variável lucros sobre ativos totais, que sinaliza uma eventual utilização da provisão para gerenciar resultados, é resultado da divisão do valor dos lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para crédito de liquidação duvidosa pelo valor do ativo total médio.

A variável crescimento dos empréstimos, indicativa

da evolução do risco de crédito dos bancos, representa a variação dos saldos das operações de crédito, em termos reais. No caso brasileiro, o deflator utilizado foi o Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM). Para Espanha e Reino Unido, utilizou-se o Índice de Preços ao Consumidor (IPC). A variação do saldo dos empréstimos foi calculada por meio da diferença dos logaritmos naturais, da seguinte forma: $\ln(\text{operações de crédito}_{it}/\text{IGPM}_{it}) - \ln(\text{operações de crédito}_{it-1}/\text{IGPM}_{it-1})$.

A variável empréstimos sobre ativos totais contempla a exposição dos bancos a riscos de crédito, indicando o tamanho relativo da carteira de empréstimos. Representa a divisão do saldo das contas de operações de crédito a receber pelo valor do ativo total.

A variável capital próprio sobre os ativos totais, inserida no modelo para sinalizar uma eventual utilização da provisão como instrumento de gerenciamento de capital, é fruto da divisão do patrimônio líquido pelo ativo total.

A variável $PORTE_{it}$, definida como o logaritmo natural do ativo total, deflacionado pelo IGPM ou IPC, busca controlar os efeitos do tamanho das instituições. Espera-se que os bancos de maior porte, ou participantes de conglomerados, constituam provisões mais robustas.

5.2. Síntese dos Resultados Esperados

A Tabela 2 sintetiza os resultados esperados em relação ao comportamento e ao sinal dos coeficientes das variáveis explicativas, com base nas hipóteses formuladas.

Tabela 2 Síntese dos resultados esperados em relação às variáveis explicativas do modelo.

Variável	Comportamento Esperado	Sinal
Crescimento do PIB	Em países com critérios contábeis de provisão considerados pró-cíclicos, como o Reino Unido, uma variação positiva do PIB deve fazer decrescer o nível de provisão dos bancos.	-
	Em países com critérios contábeis de provisão considerados anticíclicos, como a Espanha, uma variação positiva do PIB deve fazer crescer o nível de provisão dos bancos.	+
	No Brasil, país com critérios contábeis de provisão considerados mistos, uma variação positiva do PIB deve fazer crescer o nível de provisão dos bancos, considerando-se a prevalência de critérios <i>ex-post</i> sobre critérios <i>ex-ante</i> , o que pressupõe uma natureza prevalentemente anticíclica.	+
Taxa de desemprego	Em países com critérios contábeis de provisão pró-cíclicos, como o Reino Unido, uma variação positiva do desemprego deve fazer crescer o nível de provisão dos bancos.	+
	Em países com critérios contábeis de provisão anticíclicos, como a Espanha, uma variação positiva do desemprego deve fazer decrescer o nível de provisão dos bancos.	-
	No Brasil, país com critérios contábeis de provisão considerados mistos, uma variação positiva da taxa de desemprego deve fazer decrescer o nível de provisão dos bancos, dada a prevalência de critérios <i>ex-post</i> sobre critérios <i>ex-ante</i> , o que pressupõe uma natureza prevalentemente anticíclica.	-
Lucro/Ativo	Considerando que os bancos utilizam a provisão como instrumento de gerenciamento de resultados, uma variação positiva no lucro antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa deve fazer crescer o nível de provisão dos bancos.	+

Tabela 2 Cont.

Variável	Comportamento Esperado	Sinal
PL/Ativo	Considerando que os bancos utilizam a provisão como instrumento de gerenciamento de capital, uma variação negativa no patrimônio líquido deve fazer crescer o nível de provisão dos bancos. Um banco estaria propenso a provisionar mais quando o seu capital regulamentar estivesse abaixo do exigido.	-
Empréstimos/Ativo	Considerando que uma maior participação das operações de crédito nos investimentos totais representa um aumento do risco de crédito, uma variação positiva da relação empréstimos sobre ativo total deve fazer crescer o nível de provisão dos bancos comerciais.	+
Variação dos empréstimos	Considerando que uma variação positiva do volume de operações de crédito ao longo do tempo representa um aumento do risco de crédito, uma variação positiva do volume de operações de crédito deve fazer crescer o nível de provisão dos bancos comerciais.	+

PL = patrimônio líquido; PIB = produto interno bruto.

Fonte: Elaborada pelos autores.

5.3. Testes Aplicados e Procedimentos de Robustez Adotados

Os testes Im, Pesaran e Shin – I.P.S, ADF-Fisher e PP-Fisher de raiz unitária indicaram que, nos países

pesquisados, o risco de uma regressão espúria estava afastado.

A matriz de correlação de Pearson (tabelas 3, 4 e 5) comprovou inexistir correlação alta (superior a 0,8) entre as variáveis independentes nos países analisados.

Tabela 3 Matriz de correlação de Pearson – Brasil.

	EMP/ATIVO	VAR. EMP.	RES/AT	PL/ATIVO	VAR. PIB	TX. DES.	PORTE
EMP/ATIVO	1,000000	-	-	-	-	-	-
VAR. EMP.	0,095587	1,000000	-	-	-	-	-
RES/ATIVO	0,233714	0,024260	1,000000	-	-	-	-
PL/ATIVO	-0,147020	-0,051504	0,139431	1,000000	-	-	-
VAR. PIB	-0,011816	0,007476	0,025810	0,017003	1,000000	-	-
TX. DES.	-0,057126	0,039506	0,120247	0,045110	0,040903	1,000000	-
PORTE	-0,097314	0,005905	-0,107682	-0,592854	-0,009121	-0,234355	1,000000

EMP/ATIVO = participação das operações de crédito no ativo total dos bancos brasileiros; VAR. EMP = variação dos saldos das operações de crédito dos bancos i no tempo t ; RES/AT = participação dos lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa no ativo total médio dos bancos brasileiros; PL/ATIVO = capital próprio sobre os ativos totais dos bancos i no tempo t ; VAR. PIB = crescimento real do produto interno bruto no tempo t ; TX. DES. = taxa de desemprego no tempo t ; PORTE = tamanho do banco comercial, representado pelo logaritmo natural dos ativos totais deflacionados pelo índice geral de preços do mercado.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 4 Matriz de correlação de Pearson – Espanha.

	EMP/ATIVO	VAR. EMP.	RES/AT	PL/ATIVO	VAR. PIB	TX. DES.	PORTE
EMP/ATIVO	1,000000	-	-	-	-	-	-
VAR. EMP.	0,179954	1,000000	-	-	-	-	-
RES/ATIVO	-0,088175	0,062070	1,000000	-	-	-	-
PL/ATIVO	-0,113306	-0,026035	0,241673	1,000000	-	-	-
VAR. PIB	0,121625	0,119785	0,082047	0,004057	1,000000	-	-
TX. DES.	-0,191935	-0,091091	-0,126566	0,003399	-0,739170	1,000000	-
PORTE	-0,062023	0,011395	-0,070449	-0,646019	-0,070423	0,059811	1,000000

EMP/ATIVO = participação das operações de crédito no ativo total dos bancos brasileiros; VAR. EMP = variação dos saldos das operações de crédito dos bancos i no tempo t ; RES/AT = participação dos lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa no ativo total médio dos bancos brasileiros; PL/ATIVO = capital próprio sobre os ativos totais dos bancos i no tempo t ; VAR. PIB = crescimento real do produto interno bruto no tempo t ; TX. DES. = taxa de desemprego no tempo t ; PORTE = tamanho do banco comercial, representado pelo logaritmo natural dos ativos totais deflacionados pelo índice de preços ao consumidor.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 5 Matriz de correlação de Pearson – Reino Unido.

	EMP/ATIVO	VAR. EMP.	RES/AT	PL/ATIVO	VAR. PIB	VAR. DES.	PORTE
EMP/ATIVO	1,000000	-	-	-	-	-	-
VAR. EMP.	0,136788	1,000000	-	-	-	-	-
RES/ATIVO	0,053496	0,026894	1,000000	-	-	-	-
PL/ATIVO	0,114561	-0,055089	0,015586	1,000000	-	-	-
VAR. PIB	-0,036011	0,110507	-0,035462	-0,003076	1,000000	-	-
VAR. DES.	0,012340	-0,155514	-0,030084	0,050401	-0,607156	1,000000	-
PORTE	-0,279305	0,042143	-0,041180	-0,448594	-0,060661	0,097252	1,000000

EMP/ATIVO = participação das operações de crédito no ativo total dos bancos brasileiros; VAR. EMP = variação dos saldos das operações de crédito dos bancos i no tempo t ; RES/AT = participação dos lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa no ativo total médio dos bancos brasileiros; PL/ATIVO = capital próprio sobre os ativos totais dos bancos i no tempo t ; VAR. PIB = crescimento real do produto interno bruto no tempo t ; TX. DES. = taxa de desemprego no tempo t ; PORTE = tamanho do banco comercial, representado pelo logaritmo natural dos ativos totais deflacionados pelo índice de preços ao consumidor.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Avaliou-se o risco de multicolinearidade aplicando-se o teste de inflação de variância entre as variáveis explicativas, que não revelou problemas de multicolinearidade.

Realizou-se o teste de Chow para testar a existência de heterogeneidade individual e confirmar se o uso de dados em painel se aplicaria ao estudo. Nos três países, a opção foi utilizar a regressão com efeitos individuais. Em seguida, procedeu-se ao teste de Hausman para definir o melhor método de dados em painel para a estimação da regressão. Para o Brasil, o resultado indicou o modelo com efeitos aleatórios. Para Espanha e Reino Unido, o modelo com efeitos fixos.

Para analisar a existência de autocorrelação entre os resíduos da regressão, utilizou-se o teste de Durbin-Watson. Nos três países, o valor da estatística situou-se entre d_l e d_u , indicando ser o teste inconclusivo. Adotando-se uma postura conservadora, a hipótese nula de inexistência de autocorrelação é rejeitada, ou seja, os resíduos do modelo aparentam ser autocorrelacionados.

Diante da possibilidade de existência de autocorrelação seccional dos resíduos, a utilização do método de erros padrão seccionais SUR (PCSE) na estimação do modelo surgiu como alternativa ao problema, permitindo a geração de parâmetros robustos mesmo na presença de autocorrelação dos resíduos.

A significância global do modelo foi comprovada por meio do teste F.

5.4. Definição da Amostra e Descrição da Fonte dos Dados

5.4.1 Em relação aos bancos que atuam no Brasil.

No Brasil, a amostra contemplou as instituições que, em 31 de dezembro de 2012, faziam parte do Consolidado Bancário I, formado pelo Conglomerado Bancário I (composto de pelo menos uma instituição do tipo Banco Comercial ou Banco Múltiplo com Carteira Comercial) e Instituições Bancárias Independentes I (Bancos Comerciais, Bancos Múltiplos com Carteira Comercial

e Caixas Econômicas que não integrem conglomerado).

Noventa e oito instituições foram inicialmente contempladas. Em conjunto, tais instituições controlavam 84,1% dos ativos totais do Sistema Financeiro Nacional, na posição de 31 de dezembro de 2012.

O Banco Plural, o Morgan Stanley, o Banco BM&F, o Banco Opportunity, o BNY Mellon, o Wester Union e o Banco Petra foram excluídos da amostra por não apresentarem saldo de operações de crédito no período analisado.

Extraíram-se os dados das demonstrações contábeis semestrais das instituições selecionadas, nas posições de 30 de junho e 31 de dezembro entre os anos de 2001-2012, obtidas do sítio do Banco Central do Brasil na Internet.

5.4.2. Em relação aos bancos que atuam na Espanha.

A amostra contemplou todos os bancos espanhóis associados à Asociación Española de Banca (AEB). Cinquenta e oito instituições, entre conglomerados financeiros e bancos individuais, foram contempladas no estudo.

5.4.3. Em relação aos bancos que atuam no Reino Unido.

A seleção dos bancos que atuam no Reino Unido baseou-se na publicação “List of Banks as Compiled by the Bank of England on 31 March 2013”, que contempla a relação de bancos sob a supervisão do Banco da Inglaterra, disponível no sítio www.bankofengland.co.uk. A lista é composta por 153 instituições financeiras, tendo sido selecionados 45 bancos para compor a amostra (29,41% das instituições supervisionadas). A amostra priorizou instituições com exercício social encerrado em 31 de dezembro e que apresentassem suas informações em bases monetárias idênticas (libras esterlinas). As informações foram obtidas por meio do sítio da *Company Check* (www.companycheck.co.uk), que disponibiliza as demonstrações contábeis anuais de bancos que atuam no Reino Unido.

6. RESULTADOS

6.1. Estatísticas Descritivas da Variável Dependente

As estatísticas descritivas da variável dependente encontram-se na Tabela 6. Do segundo semestre de 2001 ao segundo semestre de 2012, os bancos comerciais que atuam no Brasil, na Espanha e no Reino Unido

constituíram, em média, provisões em percentuais iguais a 0,83%, a 0,2668% e a 0,3607% dos ativos totais, respectivamente. Os desvios-padrões sinalizam uma grande variabilidade da provisão, talvez motivada pelo mecanismo de reversão, e indicam que as distribuições de frequência da provisão, nos três países, têm comportamento similar.

Tabela 6 Estatísticas descritivas da variável dependente do modelo – Brasil, Espanha e Reino Unido, no período de 2001 a 2012.

Provisões/Ativo Total	Brasil	Espanha	Reino Unido
Média	0,0083	0,0027	0,0036
Mediana	0,0044	0,0008	0,0013
Valor Máximo	0,1643	0,0858	0,1432
Valor Mínimo	-0,0519	-0,0337	-0,0407
Desvio padrão	0,0146	0,0071	0,0102

Fonte: Elaborada pelos autores.

6.2. Estatísticas Descritivas das Variáveis Independentes

6.2.1 Brasil.

Conforme Tabela 7, em média apenas 34,34% dos recursos foram destinados a operações de crédito, percentual bastante inferior aos dos bancos que atuam

na Espanha e no Reino Unido, que se situaram em torno de 82% e 71%, respectivamente.

A participação média dos recursos próprios sobre os investimentos totais dos bancos comerciais tem se mostrado bastante significativa, em torno de 23%, mais confortável que a dos bancos que atuam na Espanha (média de 20%) e bem superior à dos bancos que atuam no Reino Unido (média de 13,8%).

Tabela 7 Estatísticas descritivas das variáveis independentes do modelo – Brasil, no período de 2001 a 2012.

MEDIDA	EMP/ATIVO	Δ EMP	PL/AT	RES/AT	Δ PIB	DESEMP	PORTE
Média	0,3434	0,1272	0,2320	0,0225	0,0167	0,0855	13,999
Mediana	0,3309	0,1268	0,1551	0,0184	0,0196	0,0830	13,922
Valor Máximo	1,0344	5,6920	0,9999	0,3568	0,0474	0,1300	20,8069
Valor Mínimo	0,0000	-5,2298	-0,1038	-0,1831	-0,0279	0,0470	8,2451
Desvio padrão	0,2356	0,5020	0,2154	0,0326	0,0174	0,0222	2,3498

EMP/ATIVO = participação das operações de crédito no ativo total dos bancos brasileiros; Δ EMP = crescimento real dos saldos das operações de crédito registradas nos balanços patrimoniais dos bancos brasileiros; PL/AT = participação do patrimônio líquido no ativo total dos bancos brasileiros; RES/AT = participação dos lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa no ativo total médio dos bancos brasileiros; Δ PIB = crescimento real do produto interno bruto do Brasil; DESEMP = taxa de desocupação no Brasil; PORTE = tamanho do banco comercial, representado pelo logaritmo natural dos ativos totais deflacionados pelo índice geral de preços do mercado.

Fonte: Elaborada pelos autores.

6.2.2 Espanha.

A Tabela 8 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis independentes em relação aos bancos que atuam na Espanha. O retorno médio sobre o

ativo ficou em torno de 0,53%, abaixo dos retornos dos bancos que atuam no Brasil (2,25%) e no Reino Unido (1,91%).

Tabela 8 Estatísticas descritivas das variáveis independentes do modelo – Espanha, no período de 2001 a 2012.

MEDIDA	EMP/ATIVO	Δ EMP	PL/AT	RES/AT	Δ PIB	DESEMP	PORTE
Média	0,8195	0,0534	0,1998	0,0053	0,0078	0,1362	14,0939
Mediana	0,8793	0,0354	0,0808	0,0036	0,0140	0,1130	13,9648
Valor Máximo	1,0766	8,0520	0,9999	0,3045	0,0201	0,2510	20,9620
Valor Mínimo	0,0000	-8,0301	-0,0315	-0,1705	-0,0278	0,0810	0,0810
Desvio padrão	0,1905	0,4701	0,2745	0,0242	0,0131	0,0527	2,4123

EMP/ATIVO = participação das operações de crédito no ativo total dos bancos espanhóis; Δ EMP = crescimento real dos saldos das operações de crédito registradas nos balanços patrimoniais dos bancos espanhóis; PL/AT = participação do patrimônio líquido no ativo total dos bancos espanhóis; RES/AT = participação dos lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa no ativo total médio dos bancos espanhóis; Δ PIB = crescimento real do produto interno bruto da Espanha; DESEMP = taxa de desocupação na Espanha; PORTE = tamanho do banco comercial, representado pelo logaritmo natural dos ativos totais deflacionados pelo índice de preços ao consumidor.

Fonte: Elaborada pelos autores.

6.2.3 Reino Unido.

As estatísticas descritivas das variáveis independentes relacionadas aos bancos que atuam no Reino Unido são apresentadas na Tabela 9.

Tabela 9 Estatísticas descritivas das variáveis independentes do modelo – Reino Unido, no período de 2001 a 2012.

MEDIDA	EMP/ATIVO	Δ EMP	PL/AT	RES/AT	Δ PIB	DESEMP	PORTE
Média	0,7076	0,1129	0,1380	0,0191	0,0150	0,0600	13,2893
Mediana	0,7453	0,0900	0,0935	0,0086	0,0224	0,0533	12,8845
Valor Máximo	1,3041	6,5087	0,9885	5,5899	0,0395	0,0807	20,6667
Valor Mínimo	0,0000	-2,0549	0,0000	-0,1625	-0,0517	0,0467	3,98689
Desvio padrão	0,2353	0,4501	0,1439	0,2472	0,0242	0,0140	2,65957

EMP/ATIVO = participação das operações de crédito no ativo total dos bancos do Reino Unido; Δ EMP = crescimento real dos saldos das operações de crédito registradas nos balanços patrimoniais dos bancos do Reino Unido; PL/AT = participação do patrimônio líquido no ativo total dos bancos do Reino Unido; RES/AT = participação dos lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa no ativo total médio dos bancos do Reino Unido; Δ PIB = crescimento real do produto interno bruto do Reino Unido; DESEMP = taxa de desocupação no Reino Unido; PORTE = tamanho do banco comercial, representado pelo logaritmo natural dos ativos totais deflacionados pelo índice de preços ao consumidor.

Fonte: Elaborada pelos autores.

6.3. Teste das Hipóteses

6.3.1 H1: Bancos que atuam no Reino Unido.

O coeficiente de determinação (R^2) indica que as

variáveis independentes estão associadas a 38,87% do comportamento da variável dependente. A estatística F, com p-valor de 0,0000, confirma a significância estatística do modelo (Tabela 10).

Tabela 10 Coeficientes de Determinação e Estatística F do modelo – Reino Unido.

Variáveis	Valor
R^2	0,3887
R^2 Ajustado	0,3191
Estatística F	5,5863
P-Valor (F)	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

As variáveis macroeconômicas e as variáveis contábeis específicas dos bancos, exceto o PIB, não têm efeitos significativos nas provisões no Reino Unido. As variáveis “empréstimos sobre ativo total” e “crescimento dos empréstimos” não se revelaram significativas, contrariando a expectativa apresentada na Tabela 2.

A variável “lucro antes do imposto de renda, das

participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre o ativo total” também não se revelou significativa, sinalizando que variações no lucro não explicariam o comportamento das provisões, o que contraria a expectativa de pesquisa. O gerenciamento de resultados com o uso de provisões não parece ser uma prática comum dos bancos no Reino Unido.

Tabela 11 Resultados da regressão – Reino Unido.

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Prob.
C	0,0114	0,0074	1,5429	0,1236
EMP/ATIVO	-0,0009	0,0023	-0,3715	0,7105
VAR. EMP.	-0,0006	0,0019	-0,3013	0,7633
RES/ATIVO	-0,0022	0,0053	-0,4124	0,6803
PL/ATIVO	-0,0052	0,0072	-0,7189	0,4726
VAR. PIB	-0,0553	0,0140	-3,9372	0,0001
TX. DES.	0,0505	0,0270	1,8662	0,0627
PORTE	-0,0007	0,0005	-1,2307	0,2191

C = constante da regressão; EMP/ATIVO = saldos das operações de crédito dos bancos *i* no tempo *t*; VAR. EMP. = variação dos saldos das operações de crédito dos bancos *i* no tempo *t*; RES/ATIVO = lucro antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre os ativos totais médios dos bancos *i* no tempo *t*; PL/ATIVO = capital próprio sobre os ativos totais dos bancos *i* no tempo *t*; VAR. PIB = crescimento real do produto interno bruto no tempo *t*; TX. DES. = taxa de desemprego no tempo *t*; PORTE = tamanho dos bancos *i* no tempo *t*.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável “patrimônio líquido sobre o ativo total” não se revelou significativa, contrariando a hipótese de gerenciamento de capital.

A um nível de significância de 1%, o coeficiente da variável “crescimento do PIB” revelou-se significativamente negativo, indicando um comportamento pró-cíclico dos bancos no Reino Unido, na linha do que foi anunciado na hipótese H1.

A variável “crescimento da taxa de desemprego” somente se revelou significativa a um nível de significância de 10%, contrariando as expectativas. Tal resultado, no

entanto, corrobora os achados de pesquisas anteriores, como a de Bikkers e Metzmakers (2004).

A variável de controle “porte” não se revelou também significativa.

6.3.2. H2: Bancos que atuam na Espanha.

Quanto aos bancos que atuam na Espanha, o coeficiente de determinação (R^2) indica que as variáveis independentes estão associadas a 38,31% do comportamento da variável dependente. A estatística F, com p-valor de 0,0000, confirma a significância estatística do modelo (Tabela 12).

Tabela 12 Coeficientes de determinação e estatística F do modelo – Espanha.

Variáveis	Valor
R^2	0,3831
R^2 Ajustado	0,3436
Estatística F	9,7147
P-Valor (F)	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

As variáveis “empréstimos sobre ativo total”, “resultado sobre ativo total”, “crescimento do PIB” e “porte” têm efeitos significativos nas provisões para créditos duvidosos

na Espanha, a diferentes níveis de significância, conforme se pode observar na Tabela 13. As demais variáveis não foram significativas.

Tabela 13 Resultados da regressão – Espanha.

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0,0149	0,0074	-2,0191	0,0438
EMP/ATIVO	0,0031	0,0017	1,8418	0,0658
VAR. EMP.	-0,0004	0,0003	-1,2059	0,2281
RES/ATIVO	-0,1004	0,0170	-5,9089	0,0000
PL/ATIVO	-0,0020	0,0052	-0,3825	0,7022
VAR. PIB	-0,0534	0,0192	-2,7727	0,0057
TX. DES.	0,0040	0,0049	0,8224	0,4111
PORTE	0,0011	0,0004	2,5368	0,0113

*C = constante da regressão; EMP/ATIVO = saldos das operações de crédito dos bancos *i* no tempo *t*; VAR. EMP. = variação dos saldos das operações de crédito dos bancos *i* no tempo *t*; RES/ATIVO = lucro antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre os ativos totais médios dos bancos *i* no tempo *t*; PL/ATIVO = capital próprio sobre os ativos totais dos bancos *i* no tempo *t*; VAR. PIB = crescimento real do produto interno bruto no tempo *t*; TX. DES. = taxa de desemprego no tempo *t*; PORTE = tamanho dos bancos *i* no tempo *t*.*

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável “empréstimos sobre ativo total” se revelou significativa, a um nível de significância de 10%. O sinal positivo do coeficiente corrobora a expectativa apresentada na Tabela 2, sinalizando que a provisão tende a subir quando a participação dos empréstimos sobre o ativo total aumenta.

Contrariando as expectativas, a variável “crescimento dos empréstimos” não se revelou significativa, indicando que a variação no volume de empréstimos concedidos não explica o comportamento das provisões.

A variável “lucro antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre o ativo total” se revelou significativa na Espanha, a um nível de significância de 1%. O sinal negativo do coeficiente indica o crescimento da provisão sempre que o lucro diminui e vice-versa, contrariando o esperado. Não há evidências de prática de gerenciamento de resultados com o uso de provisões pelos bancos espanhóis.

A variável “patrimônio líquido sobre o ativo total” não é significativa, contrariando a expectativa quanto ao uso da provisão para gerenciamento de capital.

Contrariamente à expectativa anunciada na hipótese H2, a um nível de significância de 1%, o coeficiente da variável “crescimento do PIB” revelou-se significativamente negativo, indicando um comportamento pró-cíclico.

A variável “taxa de desemprego” não se revelou significativa, contrariando as expectativas. A variável de controle “porte” revelou-se significativa, com sinal positivo, indicando que quanto maior o tamanho dos bancos, maior tende a ser o nível de provisão.

6.3.3. H3: Bancos que atuam no Brasil.

O coeficiente de determinação (R^2) indica que as variáveis independentes do modelo estão associadas a 15,65% do comportamento da variável dependente (Tabela 14). A estatística F, que apresenta um p-valor igual a 0,0000, confirma a significância estatística do modelo.

Tabela 14 Coeficientes de determinação e estatística F do modelo – Brasil.

Variáveis	Valor
R^2	0,1565
R^2 Ajustado	0,1531
Estatística F	45,1995
P-Valor (F)	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme dados da Tabela 15, as variáveis macroeconômicas e as variáveis contábeis específicas dos

bancos pesquisados no Brasil, à exceção da taxa de desemprego e do porte, têm efeitos significativos nas provisões.

Tabela 15 Resultados da regressão – Brasil.

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,0086	0,0080	-1,0795	0,2805
EMP/ATIVO	0,0268	0,0026	10,4186	0,0000
VAR. EMP.	-0,0014	0,0007	-1,8981	0,0579
RES/ATIVO	0,0868	0,0170	5,1125	0,0000
PL/ATIVO	0,0138	0,0045	3,0866	0,0021
VAR. PIB	-0,0477	0,0186	-2,5637	0,0104
TX. DES.	-0,0173	0,0185	-0,9356	0,3496
PORTE	0,0004	0,0004	0,9305	0,3523

C = constante da regressão; EMP/ATIVO = saldos das operações de crédito dos bancos *i* no tempo *t*; VAR. EMP. = variação dos saldos das operações de crédito dos bancos *i* no tempo *t*; RES/ATIVO = lucro antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre os ativos totais médios dos bancos *i* no tempo *t*; PL/ATIVO = capital próprio sobre os ativos totais dos bancos *i* no tempo *t*; VAR. PIB = crescimento real do produto interno bruto no tempo *t*; TX. DES. = taxa de desemprego no tempo *t*; PORTE = tamanho dos bancos *i* no tempo *t*.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável “empréstimos sobre ativo total” revelou-se significativa, a um nível de significância de 1%, com coeficiente positivo. Como esperado, quando um banco aumenta a participação das operações de crédito nos investimentos totais, o percentual da provisão também aumenta, confirmando a alegação de crescimento dos riscos nas fases de expansão econômica. Esse comportamento prudente dos bancos contribui para atenuar os efeitos causados por eventuais comportamentos pró-cíclicos.

A variável “crescimento dos empréstimos” somente se revelou significativa a um nível de significância de 10%. O coeficiente apresentou sinal negativo, indicando que as provisões costumam diminuir quando o saldo das operações de crédito aumenta. Tal constatação contraria a expectativa preliminar, que indicava uma provável relação positiva entre o crescimento do volume das operações de crédito e as provisões.

A variável “lucro antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa sobre o ativo total” também se revelou significativa, a um nível de significância de 1%, indicando que variações no lucro têm relação com o comportamento das provisões. O sinal positivo do coeficiente indica o crescimento dos níveis de provisão sempre que o lucro aumenta e vice-versa, corroborando a expectativa apresentada na Tabela 2. O resultado indica o uso da provisão para gerenciar resultados, prática que ameniza os efeitos pró-cíclicos da provisão.

A variável “patrimônio líquido sobre o ativo total” revelou-se significativa, a um nível de significância de 1%. O sinal negativo do coeficiente contraria a expectativa de utilização

da provisão para gerenciamento de capital. Supõe-se que os bancos elevem as provisões sempre que os seus níveis de capital forem mais confortáveis. Presume-se que o fato de os bancos no Brasil virem historicamente apresentando patrimônio de referência superior ao exigido pelo Banco Central e a própria ausência do instrumento da provisão genérica na regulamentação do país justifiquem esse resultado.

Sobre a hipótese H3, a um nível de significância de 1% o coeficiente da variável “crescimento do PIB” revelou-se significativamente negativo, indicando um comportamento pró-cíclico. Isso parece sinalizar a ausência de um mecanismo eficiente de avaliação de risco com caráter prospectivo.

Quanto à variável “crescimento da taxa de desemprego”, esta não se revelou significativa, contrariando a expectativa apresentada na Tabela 2. Dá-se o mesmo com a variável de controle “porte”. Não se pode afirmar que bancos maiores no Brasil, ou pertencentes a conglomerados, constituam provisões mais robustas do que os demais.

Como análise de sensibilidade, foram adicionadas aos modelos as variáveis PIB e taxa de desemprego defasadas. No Brasil e no Reino Unido, tais variáveis não se revelaram significativas, indicando que o efeito do comportamento de tais variáveis econômicas no cálculo da provisão ocorre no mesmo período contábil. Quanto à Espanha, a variável taxa de desemprego não se revelou significativa, mas a variável PIB mostrou-se significativa a um nível de significância de 1%.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Estudos como os de Bikker e Hu (2002), Laeven e Majnoni (2003) e Bikker e Metzmakers (2004) revelam que a escolha entre distintos modelos contábeis determinaria o comportamento da provisão frente aos

ciclos econômicos. A expectativa é que o modelo de perda incorrida conduza a um comportamento pró-cíclico da provisão e o modelo de perda esperada culmine com um comportamento anticíclico da provisão. Esta pesquisa

se propôs a investigar se os modelos de perda incorrida, conceitualmente pró-cíclicos, induziriam os bancos à constituição de provisões pró-cíclicas, e se os modelos de perda esperada, conceitualmente anticíclicos, levariam os bancos ao reconhecimento de provisões anticíclicas.

Dois países foram intencionalmente escolhidos para representar tais modelos contábeis: Espanha (perda esperada) e Reino Unido (perda incorrida). Um modelo misto adotado no Brasil também foi analisado. A prevalência de procedimentos típicos de modelos de perda esperada reforçou a hipótese de que o modelo brasileiro seria anticíclico.

A partir de modelos de regressão linear utilizados em estudos anteriores, especialmente os de Cavallo e Majnoni (2001), Bikker e Hu (2002), Laeven e Majnoni (2003) e Bikker e Metzmakers (2004), foram selecionadas variáveis para compor um modelo econométrico que identificasse a relação entre a provisão e os ciclos econômicos nos três países selecionados.

Duas variáveis foram inseridas no modelo visando a identificar a relação entre a provisão e os ciclos econômicos: a variação real do PIB e a taxa de desemprego. Contrariando as expectativas, a taxa de desemprego não se revelou estatisticamente significativa no Brasil nem na Espanha. Quanto ao Reino Unido, tal variável revelou-se significativa, a um nível de significância de 10%, apresentando um coeficiente positivo, o que indica que a provisão tende a crescer quando a taxa de desemprego aumenta. Ressalte-se que estudos como os de Bikker e Metzmakers (2004) já revelavam que a taxa de desemprego não seria a melhor *proxy* para avaliar a relação da provisão com os ciclos econômicos, fato corroborado por esta pesquisa.

A variável tida como uma unanimidade nos estudos que envolvem a ciclicidade é a variação do PIB. Os achados desta pesquisa vêm se juntar a esses estudos, pois o PIB também se revelou uma variável estatisticamente significativa, a um nível de significância de praticamente 1%, para cada modelo contábil objeto desta pesquisa.

Quanto ao sinal do coeficiente da variável que reflete o PIB, duas das hipóteses formuladas não foram corroboradas. A maior surpresa deu-se na Espanha, cujo modelo contábil prescreve a constituição de provisões *forward-looking*, incluindo provisões de natureza genérica, que deveriam provocar provisões anticíclicas. O sinal do coeficiente da variável, que presumivelmente seria positivo, revelou-se negativo, indicando pró-ciclicidade. No Brasil, apesar de a regra geral ser a constituição de provisões *forward-looking*, embora nos atrasos nos pagamentos de principal e juros as provisões *backward-looking* acabem prevalecendo, o estudo revelou também um comportamento pró-cíclico. Infere-se que o caráter

subjetivo da provisão e a própria dificuldade de previsão de cenários econômicos futuros, entre outros fatores, possam estar levando a provisões de natureza diversa da que pretendia o legislador ao estabelecer critérios mais específicos para a sua constituição. Somente em relação ao Reino Unido, confirmou-se a hipótese de que o modelo contábil adotado, baseado essencialmente nas regras do IASB, tem, de fato, provocado provisões de natureza pró-cíclica.

Ainda em relação ao Reino Unido, somente a variável crescimento do PIB revelou-se significativa, a um nível de significância de 5%. Pressupõe-se que as variáveis que representam o risco de crédito, como os “empréstimos sobre o ativo total” e o “crescimento dos empréstimos”, não tenham se revelado significativas pelas próprias características do modelo contábil adotado naquele país, que somente reconhece a provisão quando uma evidência objetiva de perda for identificada. Dessa forma, o impacto das duas variáveis somente se daria de forma indireta (uma maior participação dos empréstimos sobre o ativo ou um crescimento no volume dos empréstimos pode levar a uma maior probabilidade de ocorrência de evidências objetivas de perda no futuro). Essas variáveis podem, portanto, se alterar sem que os bancos do Reino Unido tenham que ajustar as suas provisões. No Reino Unido, também não se encontraram evidências de que os bancos estejam usando a provisão para gerenciamento de resultados, contrariando estudo de Silva (2016), ou para gerenciamento de capital.

No que diz respeito a gerenciamento de resultados, pressupõe-se ser essa uma realidade para os bancos comerciais no Brasil, corroborando os resultados dos estudos de Macedo e Kelly (2016), Bortoluzzo, Sheng e Gomes (2016) e Silva (2016). A variável “lucros antes do imposto de renda, das participações e das provisões para créditos de liquidação duvidosa” revelou-se significativa, a um nível de significância de 1%, tendo apresentado um coeficiente positivo, indicando que as provisões tendem a crescer quando os resultados dos bancos aumentam. Em relação à Espanha, tal variável, apesar de significativa a um nível de significância de 1%, apresentou um sinal negativo, sinalizando que as provisões diminuem quando os resultados aumentam, contrariando estudo de Silva (2016).

A prática de gerenciamento de resultados, condenável em alguns aspectos, pode se colocar como contraponto à constituição de provisões pró-cíclicas, amenizando os seus efeitos sobre a fase corrente do ciclo econômico.

A prática de gerenciamento de capital também não se revelou uma realidade para os bancos comerciais do Brasil e da Espanha. No Brasil, apesar de significativa a um nível

de 1%, a referida variável apresentou coeficiente positivo, indicando que quanto maior a participação do patrimônio líquido sobre o ativo total, maior a provisão constituída pelos bancos comerciais. Tal situação pode estar indicando que o nível confortável de capitalização apresentado pelos bancos no Brasil (em média, 23,20% do ativo total) esteja induzindo o aumento do nível de provisão sempre que o patrimônio líquido apresentar variação positiva, o que representa um procedimento conservador que também serve de contraponto à constituição de provisões pró-cíclicas. Na Espanha, a variável “patrimônio líquido sobre o ativo total” não se revelou significativa, indicando que o nível da provisão não é afetado pelo comportamento do capital próprio dos bancos comerciais que atuam naquele país.

A variável “porte” revelou-se estatisticamente significativa somente em relação aos bancos que atuam na Espanha. Nos demais países, o tamanho dos bancos não parece influenciar o nível de provisão.

Os resultados corroboram os estudos anteriores de Bikker e Hu (2002), Laeven e Majnoni (2003) e Bikker e Metzmakers (2004), no sentido de que o comportamento das provisões depende fortemente do ciclo econômico, indicando que as provisões geralmente crescem em tempos econômicos ruins. Outra similaridade dos resultados desta pesquisa com os referidos estudos é a constatação de que o efeito da pró-ciclicidade costuma ser mitigado pelo aumento da provisão nos períodos de lucros maiores (prática de gerenciamento de resultados).

Uma provável conjectura sobre o fato de a pesquisa ter revelado comportamento pró-cíclico quando se esperava comportamento anticíclico é que os bancos podem estar gerenciando discricionariamente o lucro por meio da

provisão, mais que compensando o efeito esperado dos modelos, uma hipótese a ser investigada em futuras pesquisas.

Constatou-se, ainda, que, no Brasil e no Reino Unido, o efeito das variações econômicas no comportamento da provisão se dá no mesmo período contábil. No caso da Espanha, no entanto, a variação do PIB do período anterior revelou-se uma variável significativa.

Com relação ao modelo econométrico selecionado para a pesquisa, constatou-se que a natureza peculiar das regras de provisão do Reino Unido, em relação às do Brasil e da Espanha, pode estar determinando a diferença nos níveis de significância das variáveis explicativas do modelo, quando este é aplicado aos bancos comerciais do país que adota os padrões contábeis do IASB. Assim, pressupõe-se que adaptações sejam necessárias para adequar o modelo utilizado às especificidades próprias de países que utilizem regras contábeis relativamente distintas para a constituição da provisão.

Por se tratar de uma amostra intencional que contempla apenas um país de cada modelo contábil, os resultados não podem ser generalizados. Para trabalhos futuros, sugerem-se estudos com modelos econométricos distintos, incorporando variáveis não contempladas nesta pesquisa, especialmente as relacionadas a atrasos no pagamento de principal e juros e ao reconhecimento contábil de prejuízos. Avaliar a questão da ciclicidade considerando cenários contábeis distintos no mesmo país (por exemplo, o estudo da ciclicidade antes e após o advento da Resolução nº 2.682/1999) também pode se revelar uma experiência interessante para a reflexão sobre o comportamento da provisão em ambientes regulatórios distintos.

REFERÊNCIAS

- Bebczuk, R., Carrera, J., & Sangiácomo, M. (2010). A new look into credit procyclicality: International panel evidence. In *BIS Consultative Council for the Americas Conference on “systemic risk, bank behavior and regulation over the business cycle”*. Buenos Aires, Argentina.
- Betancourt, L., & Baril, C. P. (2009, October/November). Accounting for loan losses: Is Dynamic provisioning the answer? *Bank Accounting Finance*, 22(6), 9-16. Recuperado de <http://connection.ebscohost.com/c/articles/44680540/accounting-loan-losses-dynamic-provisioning-answer>.
- Bikker, J. A., & Hu, H. (2002). Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks and procyclicality of the new basel capital requirements. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 55(221), 143-175.
- Recuperado de https://www.dnb.nl/binaries/ot039_tcm46-146052.pdf.
- Bikker, J. A., & Metzmakers, P. A. J. (2004, March). Bank provisioning behaviour and procyclicality. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 209, 1-17. doi: 10.1016/j.intfin.2004.03.004.
- Bortoluzzo, A. B., Sheng, H. H., & Gomes, A. L. P. (2016). Earning management in Brazilian financial institutions. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo*, 51(2), 182-197. ISSN 0080-2107. doi: 10.5700/rausp1233.
- Bovattier, V., & Lepetit, L. (2007). Banks' procyclical behavior: Does provisioning matter? *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 18, 513-528. doi: 10.1016/j.intfin.2007.07.004.
- Bovattier, V., & Lepetit, L. (2012, July). Provisioning rules

- and bank lending: A theoretical model. *Journal of Financial Stability*, 8(2), 25-31. Recuperado de <http://ssrn.com/abstract=1148314>.
- Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). Measuring business cycles. *NBER Book Series Studies in Business Cycles*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Cavallo, M., & Majnoni, G. (2001, June). Do banks provision for bad loans in good times? Empirical evidence and policy implications. Working Paper N° 2.619. *World Bank Policy Research*. Recuperado de <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/19607>.
- Cohen, D. A., & Zarowin, P. (2007, August). Earnings management over the business cycle. New York University. Stern School of Business. Recuperado de http://w4.stern.nyu.edu/emplibary/EM_08_23_07FINAL.pdf.
- Cortavarria, L., Dziobek, C., Kanaya, A., & Song, I. (2000, December). Loan review, provisioning, and macroeconomic linkages. WP/00/195. *IMF Working Paper*. International Monetary Fund. Recuperado de <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2000/wp00195.pdf>.
- Curcio, D., & Hasan, I. (2015). Earnings and capital management and signaling: The use of loan-loss provisions by European banks. *The European Journal of Finance*, 21(1), 26-50. doi: 10.1080/1351847X.2012.762408.
- Glen, J., & Mondragón-Vélez, C. (2011, January). Business cycle effects on commercial bank loan portfolio performance in developing economies. Review of Development Finance, 1(2), 150-165. Recuperado de http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1754672.
- Gonzales, J. E. N. (2009, July). The fundamentals of procyclicality of the financial system. Economic Newsletter. *Bangko Sentral NG Pilipinas*, 9(3). Recuperado de <http://www.bsp.gov.ph/downloads/EcoNews/EN09-03.pdf>.
- Gray, R. P., & Clarke, F. L. (2004). A methodology for calculating the allowance for loan losses in commercial banks. *Abacus*, 40(1), 321-341.
- Handorf, W. C., & Zhu, L. (2006, spring). US Bank loan-loss provisions, economic conditions, and regulatory guidance. *Journal of Applied Finance*, 16(1), 97-114. Recuperado de <http://search.proquest.com/openview/ee52c0978ed6e519591ff513944a8a54/1?pq-origsite=gscholar&cbl=26518>.
- Harrald, P., & Sandal, T. (2010, October). Addressing procyclicality. *Asia-Risk*, 70-72. Recuperado de www.risk.net.
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999, December). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13(4), 365-383. Recuperado de <https://fisher.osu.edu/~young.53/Healy-Wahlen>.
- Hendriksen, E. S., & Van Breda, M. F. (1999). *Teoria da contabilidade*. São Paulo, SP: Atlas.
- Laeven, L., & Majnoni, G. (2003, April). Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late? *Journal of Financial Intermediation*, 12(2), 178-197. Recuperado de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042957303000160>.
- Longbrake, W. A., & Rossi, C. V. (2011, July). *Procyclical versus countercyclical policy effects on financial markets. Study prepared for the Anthony T. Cluff Fund*. The Financial Services Roundtable. Financing America's Economy. Recuperado de <http://www.fsround.org/fsr/pdfs/cluff/CountercyclicalPE.pdf>.
- Macedo, M. A. S., & Kelly, V. L. A. (2016, maio/agosto). Gerenciamento de resultados em instituições financeiras no Brasil: uma análise com base em provisões para crédito de liquidação duvidosa. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 4(2), 82-96.
- Martinez, A. L. (2001). "Gerenciamento" dos resultados contábeis: estudo empírico das companhias abertas brasileiras (tese de doutorado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP.
- Silva, C. A. M. (2016). *Utilização da provisão para créditos de liquidação duvidosa para fins de gerenciamento de resultado nas instituições financeiras brasileiras e luso-espanholas* (dissertação de mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de Brasília, Brasília, DF.