

idp

idp

MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

AVALIAÇÃO DE AÇÕES DE INSTITUIÇÕES BANCÁRIAS: UM
ESTUDO EMPÍRICO

RAFAEL AUGUSTO MASSON DE MATOS

Brasília-DF, 2024

RAFAEL AUGUSTO MASSON DE MATOS

**AVALIAÇÃO DE AÇÕES DE INSTITUIÇÕES BANCÁRIAS:
UM ESTUDO EMPÍRICO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador

Professor Doutor Sérgio Jurandyr Machado.

Brasília-DF 2024

RAFAEL AUGUSTO MASSON DE MATOS

AVALIAÇÃO DE AÇÕES DE INSTITUIÇÕES BANCÁRIAS: UM ESTUDO EMPÍRICO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovado em 21 / 11 / 2024

Banca Examinadora

Prof. Dr. Sérgio Jurandyr Machado - Orientador

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessmann

Profa. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo

Modelos de Avaliação de Ações, Ações Bancárias, Crises Financeiras.

M433a Matos, Rafael Augusto Masson de
Avaliação de ações de instituições bancárias: um estudo empírico / Rafael
Augusto Masson de Matos. – Brasília: IDP, 2024.

51 p.
Inclui bibliografia.

Dissertação – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa –
IDP, Mestrado Profissional em Economia, Brasília, 2024.
Orientador: Prof. Dr. Sérgio Jurandyr Machado.

1. Modelos de avaliação de ações. 2. Ações bancárias. 3. Crises financeiras. I.
Título.

CDD: 350

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

RESUMO

O estudo avalia a eficácia dos principais modelos de precificação de ações na estimativa do valor justo de bancos brasileiros. Utilizando dados históricos de 18 instituições financeiras entre 2000 e 2023, aplica modelos de regressão em painel para avaliar a eficiência dos métodos de valoração de ativos: razão P/L, renda residual (RIM), dividendos descontados (DDM) e fluxo de caixa livre para o acionista (FCFE). A eficiência é medida pela proporção da variabilidade dos preços das ações explicada por cada modelo, incorporando uma variável dummy para crises financeiras. Os resultados mostram diferenças significativas na performance; apenas P/L e DDM apresentam poder explicativo. Dividendos recebidos e expectativa de dividendos—representados por dividendos por ação (DPS) e valor presente dos dividendos (PVDIV)—explicam parcela significativa das variações do preço das ações. Por fim, ao contrário da literatura internacional, períodos de instabilidade econômica não alteram significativamente o poder explicativo dos modelos.

Palavras-chave: Modelos de Avaliação de Ações, Ações Bancárias, Crises Financeiras.

Classificação JEL: G1, G12, G21, C33

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

P/E	Razão Preço sobre Lucro
RIM	Modelo de Renda Residual
DDM	Modelo de Dividendos Descontados
FCFE	Fluxo de Caixa Livre para o Acionista
ke	Custo de Capital Próprio
dc	Variável Dummy para Crise
$P_{j,t}$	Preço da ação
DPS	Dividendos por Ação
MM_DPS	Dividendos por Ação (normalizado pelo método Min-Max)
EPS	Lucro por Ação
MM_EPS	Lucro por Ação (normalizado pelo método Min-Max)
BV	Valor Contábil
MM_BV	Valor Contábil (normalizado pelo método Min-Max)
PVRI	Valor presente dos lucros residuais
MM_PVRI	Valor presente dos lucros residuais (normalizado pelo método Min-Max)
DTVRI	Valor presente do lucro residual na perpetuidade
MM_DTVRI	Valor presente do lucro residual na perpetuidade (normalizado pelo método Min-Max)
PVDIV	Valor Presente dos Dividendos
MM_PVDIV	Valor Presente dos Dividendos (normalizado pelo método Min-Max)
NFAFCFE	Ativo Financeiro Líquido
MM_NFAFCFE	Ativo Financeiro Líquido (normalizado pelo método Min-Max)
PVFCFE	valor presente dos fluxos de caixa livre para o acionista
MM_PVFCFE	valor presente dos fluxos de caixa livre para o acionista (normalizado pelo método Min-Max)
DTVFCFE	Valor terminal dos fluxos de caixa livres para o acionista descontado
MM_DTVFCFE	Valor terminal dos fluxos de caixa livres para o acionista descontado (normalizado pelo método Min-Max)



R2 Coeficiente de Determinação
R2 Coeficiente de Determinação Ajustado
Ajustado



LISTA DE TABELAS

Tabela 1 Amostra de Bancos	21
Tabela 2 Capitalização Bursátil (Estatísticas Descritivas)	22
Tabela 3 Estatísticas Descritivas em R\$ (Modelo P/E)	24
Tabela 4 Estatísticas Descritivas em R\$ mil (Modelo RIM)	27
Tabela 5 Estatísticas Descritivas em R\$ (Modelo DDM)	29
Tabela 6 Estatísticas Descritivas em R\$ milhões (Modelo FCFE)	32
Tabela 7 Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo P/E)	36
Tabela 8 Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo RIM)	38
Tabela 9 Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo DDM)	40
Tabela 10 Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo FCFE)	41
Tabela 11 Resultados das Regressões para os quatro modelos usando retorno como variável dependente	43

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 11

2. REVISÃO DE LITERATURA..... 15

2.1 MODELOS TRADICIONAIS DE AVALIAÇÃO DE AÇÕES DE BANCOS15

2.2 EFICIÊNCIA DOS MODELOS EM AMBIENTES DE CRISE FINANCEIRA.. 18

3. METODOLOGIA 21

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....35

4.1 ROBUSTEZ DOS RESULTADOS..... 42

5. CONCLUSÃO 45

REFERÊNCIAS..... 48



1

INTRODUÇÃO

A avaliação de ações do setor bancário é um campo relativamente pouco explorado – quando comparado ao setor não financeiro – especialmente devido à complexidade e particularidades inerentes a instituições financeiras¹. A revisão da literatura empírica revela uma escassez de estudos focados no cálculo do valor justo de ações de bancos, com preocupações significativas sobre a opacidade dos ativos bancários, a qual: i) pode ser consequência da dificuldade em se mensurar a dinâmica da probabilidade de default dos tomadores de crédito (Morgan, 2002); ii) se altera consideravelmente em períodos de crise financeira (Flannery et al., 2013); e iii) afeta a capacidade dos agentes de mercado incorporarem o efeito de novas informações no processo de avaliação, influenciando negativamente a eficiência informacional dos preços das ações (Blau et al., 2017).

Não obstante, a prática de avaliação de ações é amplamente utilizada no setor bancário para diversos fins, como precificação de novas emissões, combinações de negócio, avaliação do impacto de novas informações sobre o valor justo dos ativos, dentre outros. Dessa forma, este estudo busca fornecer insights práticos sobre a eficiência dos modelos teóricos usuais de avaliação quando aplicados a instituições financeiras, auxiliando investidores e profissionais do mercado a realizarem avaliações mais precisas e fundamentadas. A pesquisa se restringe ao Brasil dada a especial carência de estudos nacionais sobre o tema, em que pese a significativa importância das instituições financeiras que operam no país em termos de capitalização bursátil (representando aproximadamente 15,6% da capitalização bursátil total das empresas componentes do índice Ibovespa vigente em junho de 2024), desenvolvimento tecnológico (Murinde et al. 2022), além da transparência e qualidade das divulgações financeiras em um contexto pós implementação do IFRS (Eng et al. 2019).

A pesquisa faz uso dos quatro modelos mais utilizados para a avaliação de ações de bancos, tal qual descrito por Leong et al. (2023): i) avaliação relativa por meio de múltiplos, em especial a razão preço

¹ Para efeito deste estudo os termos “banco”, “empresa financeira” e “instituição financeira” serão utilizados como sinônimos.

sobre lucro (P/E) – que mede o preço da empresa em relação ao seu lucro por ação; ii) modelo de renda residual (RIM) – em que o valor da empresa corresponde ao seu patrimônio líquido corrente mais o valor presente do fluxo de “resultado acima do esperado” (o resultado esperado refere-se à remuneração do patrimônio líquido pelo custo do capital próprio); iii) modelo de dividendos descontados (DDM) – que avalia o valor da empresa com base no valor presente dos dividendos futuros esperados, descontados à taxa de retorno exigida pelos acionistas; e iv) fluxo de caixa livre para o acionista (FCFE) - em que o valor da empresa é determinado pelo valor presente do fluxo de caixa disponível para os acionistas.

Definidos os modelos, o exame do grau de eficiência será caracterizado pela comparação dos percentuais da variabilidade do preço histórico das ações explicados por cada um dos modelos de valuation testados, em linha com o teste proposto em Leong et al. (2023). Tem-se assim uma análise sobre a aplicabilidade dos modelos, ou seja, como os atributos de cada uma das teorias que subsidiam os modelos são capazes de explicar a variação dos preços históricos das ações bancárias.

Para alcançar os objetivos propostos, este estudo realiza uma análise empírica utilizando dados anuais de 18 instituições bancárias brasileiras no período de 2000 a 2023. A eficiência dos quatro modelos de avaliação será testada por meio de regressões em painel, permitindo comparar a capacidade de cada modelo em explicar a variabilidade dos preços históricos das ações. Além disso, uma variável dummy para crises financeiras será incorporada ao modelo econométrico, a fim de avaliar como a eficiência desses modelos se comporta em períodos de instabilidade econômica.

Nesse contexto, a análise dos dados por meio de regressão em painel demonstra que os modelos associados a variáveis explicativas que contemplam os dividendos são aqueles que apresentam melhor desempenho. Em contrapartida, o fluxo de caixa livre para o acionista não se mostrou uma variável explicativa estatisticamente significativa, em linha com a natureza do negócio bancário que: i) dificulta a definição tanto de dívida quanto de reinvestimento, tornando a estimativa dos fluxos de caixa mais difícil; e ii) é fortemente regulamentado, e mudanças nos requisitos regulamentares tendem a afetar o valor da instituição financeira.

O trabalho está estruturado em cinco seções. Após esta introdução, é apresentada a fundamentação teórica, com os principais métodos utilizados no processo de avaliação de empresas. Na seção 3 discorre-se sobre a metodologia, discriminando os dados utilizados, o modelo econométrico e as variáveis escolhidas para o teste empírico. A seção 4 demonstra os resultados encontrados e a conclusão do trabalho é descrita na seção 5.



?

2

REVISÃO DE LITERATURA

A literatura sobre avaliação de empresas é vasta e se concentra na premissa de que todo e qualquer ativo possui um determinado valor. A primeira tentativa formal de tratar a questão de como o valor intrínseco de uma ação poderia ser determinado é usualmente atribuída a John Burr Williams, autor de “A Teoria do Valor do Investimento”, publicado em 1938. Uma série de estudos seminais se seguiram com destaque para Bower e Bower (1969), Fuller e Hsia (1984), Ohlson (1990), Gebhardt (2001), Pástor e Pietro (2003) e Damodaran (2007). Em geral, a pesquisa empírica sobre modelos de avaliação de ações tem se concentrado em: i) explicar os preços desses ativos; ii) identificar ações mal precificadas com o objetivo de arbitragem; e iii) estimar o chamado custo de capital implícito de uma determinada empresa.

2.1 MODELOS TRADICIONAIS DE AVALIAÇÃO DE AÇÕES DE BANCOS

Já a literatura sobre avaliação de empresas financeiras é menos abundante. Durand (1957) conduziu um estudo pioneiro que buscava examinar quais eram os principais fatores que explicavam o preço das ações bancárias. No período compreendido entre 1946 a 1953, o autor foi capaz de comprovar estatisticamente a importância relativa de três fatores: valor patrimonial, dividendos e lucros. O estudo é de irrefutável importância pois serviu de base teórica para a aplicação de modelos baseados no fluxo descontado (tanto de dividendos como de lucros residuais) para a avaliação de ações de bancos.

Nessa mesma década Molodovsky (1953) foi provavelmente o primeiro autor a destacar que a razão preço sobre lucro (P/E) poderia ser utilizada na avaliação de empresas (incluindo bancos), uma vez que a capacidade de geração de resultados positivos deveria ser uma expressão inequívoca do valor do ativo. Assim, se a capacidade de geração de resultados positivos de uma empresa estiver em linha com o esperado historicamente para a média do setor, desvios da razão P/E (em relação a métricas históricas ou médias setoriais) seriam indicativos relevantes de sobrevalorização (supervalorização) do preço de uma

ação. Tem-se aqui a justificativa teórica para a elaboração de modelos de avaliação baseados em múltiplos de resultado não apenas para empresas não financeiras, mas também para bancos.

Ressalte-se que o modelo de avaliação não precisa ter necessariamente a razão P/E como variável independente do modelo, visto que ela pode ser estimada de forma indireta, haja vista a relação intrínseca com os indicadores Lucro por Ação (EPS) e Retorno sobre o Investimento (ROI), conforme descrito por Jahan et al. (2023) que identificaram uma correlação positiva e significativa entre essas variáveis. Desse modo, há a possibilidade de substituir o P/E, que seria originalmente a variável independente, pelo ROI e pelo EPS (Leong et al. 2023).

Modelos baseados em excesso de retorno – usualmente conhecidos pela expressão em inglês “residual income models” (RIM) – foram originalmente concebidos por Ohlson (1990, 1995). Ao se concentrar no retorno em excesso, este modelo preconiza que o valor de uma empresa deveria convergir para o patrimônio líquido corrente, caso os acionistas estiverem sendo remunerados por uma taxa de retorno (ROE) idêntica ao custo do capital próprio (k_e). Assim, o valor intrínseco da ação irá se elevar (reduzir), caso o ROE seja superior (inferior) ao k_e . Sua aplicação, no caso de instituições financeiras, é justificada pelo fato de que a definição de capital total (capital de terceiros mais capital próprio) não é tão direta como no caso de empresas não financeiras, o que incentiva a adoção de modelos de avaliação com foco apenas no capital próprio (Damodaran, 2012).

No RIM, o valor de uma empresa é representado pelo somatório do valor contábil do patrimônio líquido com o valor presente dos lucros residuais esperados. O modelo assume a premissa que todas as transações que modificam o patrimônio líquido – com exceção daquelas efetuadas com os acionistas – passam por contas de resultado (Galdi et al., 2008) e o valor intrínseco é descrito pela equação (1):

$$V_0 = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_t - k_e B_{t-1}}{(1+k_e)^t} \quad (1)$$

onde V_0 e B_0 , representam o valor intrínseco e o valor patrimonial da ação em t_0 , respectivamente. E_t representa o resultado em t .

Cabe salientar que para além da justificativa teórica, o RIM mostrou-se especialmente eficiente na avaliação de empresas

financeiras vis-a-vis empresas não financeiras, na forma descrita por Karathanassis e Spilioti (2003). Utilizando dados de empresas negociadas na bolsa de valores de Atenas no período de 1993 a 1998, os autores comparam a capacidade de explicação – de modelos tradicionais baseados em dividendos e do RIM – da variabilidade do preço das ações de empresas em quatro setores: agroindústria, bancário, comércio e metalúrgico. No caso do setor bancário, o RIM foi capaz de explicar 45% da variabilidade, contra 28% do modelo tradicional. Em nenhum dos outros três setores estudados, a diferença foi tão significativa.

O terceiro tipo de modelo de avaliação (dividend discount models - DDM) – baseado no fluxo de dividendos – é amplamente utilizado na avaliação do setor bancário, dada a dificuldade de se estimar reinvestimento, CAPEX e necessidade de capital de giro no caso de instituições financeiras, o que praticamente inviabiliza a utilização do modelo tradicional de fluxo de caixa descontado (DCF), o qual é centrado no fluxo de caixa livre para a firma (FCFF).

A associação do fluxo esperado de dividendos ao valor da empresa foi descrita no artigo seminal de Gordon e Shapiro (1956). Os autores concluíram que a distribuição de dividendos reduz a incerteza acerca dos ganhos de capital futuros, o que incentiva os investidores a privilegiar – e portanto imputar maior valor a – empresas com políticas de distribuição de dividendos mais agressivas. Trata-se de um contraponto à teoria de Miller e Modigliani (1961) para os quais a política de dividendos não deveria afetar o valor de uma empresa, estando este associado tão somente ao risco do negócio e à capacidade de geração de lucro. O DDM é descrito pela equação (2):

$$P_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{DPS_t(1+g)}{(1+k_e)^t} \quad (2)$$

onde P_0 representa o preço intrínseco da ação no tempo t_0 , DPS_t é o dividendo por ação esperado em cada período t , g é a taxa de crescimento esperada dos dividendos. Essa equação assume que os dividendos futuros crescerão a uma taxa constante g e que o valor da ação é igual ao valor presente dos dividendos futuros ajustados pelo crescimento.

Entretanto, estudo recente de Ong'ele (2018) demonstrou que o DDM não é um bom preditor dos preços de mercado de ações do setor bancário listadas na Bolsa de Valores de Nairobi (NSE), tendo em vista

que todos os bancos analisados tiveram seus preços de mercado previstos com relativa imprecisão. Ademais, Jumran e Hendrawan Sr. (2021) explicitam que o DDM se baseia fundamentalmente nos dividendos e não considera aspectos mais abrangentes e fundamentais do setor financeiro, como rendimentos retidos para reinvestimento e/ou para fins regulatórios. Nesse sentido, o DDM deveria, segundo os autores, ser preterido em favor de modelos de fluxo de caixa livre para o acionista (FCFE). Tais modelos podem ser utilizados na avaliação de empresas financeiras, desde que superado o desafio (Damodaran, 2013) de definir a dinâmica do investimento em capital regulatório, o que pode ser especialmente difícil, já que o banco pode tomar a decisão (e usualmente o faz) de manter um volume de recursos superior àquele exigido pelos reguladores. O FCFE é descrito pela equação (3):

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{FCFE_t}{(1+k_e)^t} \quad (3)$$

2.2 EFICIÊNCIA DOS MODELOS EM AMBIENTES DE CRISE FINANCEIRA

Para além dos modelos tradicionais de avaliação descritos no item 2.1. há que se ponderar se a eficiência de tais modelos se altera em casos específicos como crises financeiras. A preocupação é pertinente uma vez que a opacidade dos ativos bancários se altera consideravelmente nesses períodos, o que influencia negativamente a eficiência informacional dos preços das ações de instituições financeiras.

Damodaran (2009) salienta que a crise financeira de 2008 serviu como um cenário crucial para testar a robustez dos modelos tradicionais de avaliação de empresas de serviços financeiros, já que a profundidade da crise expôs as limitações significativas existentes, especialmente em termos da capacidade dos modelos em lidar com a volatilidade extrema e as mudanças regulatórias abruptas que caracterizaram o período, que se traduziram na dificuldade significativa em estimar fluxos de caixa futuros, juntamente com a necessidade de incorporar considerações regulatórias dinâmicas. No período supracitado, o uso de modelos de desconto de dividendos se mostrou mais eficiente, dado o foco em retornos observáveis e não em projeções de fluxos de caixa, as quais tendem a ser mais incertas nesses cenários.

De maneira similar, a pandemia de COVID-19 também se configurou como um evento disruptivo que testou a eficiência dos

modelos de avaliação de empresas. Conforme evidenciado no estudo de Rizvi et al. (2022), a pandemia revelou profundas limitações nos modelos tradicionais, destacando a necessidade de ajustes para considerar as quedas significativas nas receitas e os aumentos no custo do capital (Xu, 2020). As análises realizadas demonstram que os modelos de fluxo de caixa descontado e de renda residual precisam ser adaptados para refletir melhor a realidade econômica de períodos de crise. Assim sendo, a influência de crises sobre a eficiência dos modelos será testada neste estudo, por meio da inclusão de uma variável “dummy” para crise, nos moldes descritos por Leong et al. (2023).



3

3

METODOLOGIA

A fim de avaliar a eficiência dos modelos teóricos de avaliação de ações aplicados a instituições financeiras brasileiras, este estudo realiza uma análise empírica utilizando regressão de dados em painel. Dessa forma, serão testados quatro modelos de valoração: P/E, RIM, DDM e FCFE. A eficiência de cada modelo será medida pela proporção da variabilidade do preço histórico das ações que é explicada por cada um deles, utilizando o coeficiente de determinação R^2 , que quantifica o quanto da variação dos preços pode ser atribuída aos modelos analisados. Adicionalmente, será incorporada uma variável "dummy" para crises financeiras, as quais foram inseridas para os anos de 2008 (crise financeira global desencadeada pelo colapso do mercado de hipotecas subprime nos Estados Unidos) e 2020 (crise econômica gerada pela pandemia de COVID-19, que resultou em uma desaceleração econômica global abrupta e alta volatilidade nos mercados financeiros), para avaliar como a eficiência desses modelos se altera em períodos de instabilidade econômica. O período de análise será de 2000 até 2023 e incluirá dados históricos anuais de 18 instituições bancárias brasileiras evidenciadas na Tabela 1.

Tabela 1 – Amostra de Bancos

Nome do Banco	Código de Negociação na B3
Banco Pan	RPAD5
Banco BMG	BMGB4
Banco Baneste	BEES3
Banco ABC Brasil	ABCB4
Banco da Amazônia	BAZA3
Banco Bradesco	BBDC4
Banco do Brasil	BBAS3
Banco Banese	BGIP4
Banco Banpara	BPAR3

Banco Banrisul	BRSR6
Banco Mercantil do Brasil	BMEB4
Banco do Nordeste	BNBR3
Banco Pan	BPAN4
Banco Pine	PINE4
Banco Santander Brasil	SANB11
Banco Br Partnes	BRBI11
Banco de Brasília	BSLI3
Itaú Unibanco	ITUB4

A tabela 2 resume as estatísticas descritivas da capitalização bursátil para o ano de 2024, fornecendo uma visão clara das suas variações entre os bancos analisados. A capitalização bursátil média é de aproximadamente R\$ 37,0 bilhões, com desvio padrão de R\$ 61,3 bilhões. Além disso, a capitalização máxima registrada é de R\$ 185,5 bilhões, enquanto a mínima é de R\$ 93,4 milhões. Os dados indicam uma disparidade significativa no tamanho das instituições financeiras, com alguns bancos apresentando uma capitalização de mercado consideravelmente maior que outros. Esta variação pode ser atribuída a diferentes fatores, como tamanho da base de clientes, diversidade de serviços oferecidos, eficiência operacional, dentre outros.

Tabela 2 – Capitalização Bursátil (Estatísticas Descritivas)				
Número de Bancos	Média da Capitalização Bursátil	Desvio Padrão da Capitalização Bursátil	Capitalização Bursátil Máxima	Capitalização Bursátil Mínima
18	R\$ 37.005.420.000,00	R\$ 61.290.100.000,00	R\$ 185.547.000.000,00	R\$ 93.386.472,00

A escolha por uma regressão de dados em painel se justifica pois: i) a combinação das dimensões temporal e transversal nos dados em painel proporciona uma variabilidade maior e um número de observações mais elevado, o que usualmente resulta em análises mais robustas e informativas; ii) facilita o estudo da dinâmica temporal e dos

efeitos de eventos específicos sobre as empresas – como crises financeiras – algo que não é possível em uma análise “cross-section”; iii) oferece uma visão mais abrangente e detalhada, permitindo uma compreensão mais profunda das tendências e comportamentos econômicos das empresas ao longo do tempo, além de possibilitar uma análise de inferência mais robusta, diferentemente do uso de séries temporais em dados de painel, que são mais apropriadas para o exercício de previsão; e iv) permite capturar e controlar a heterogeneidade individual não observada entre as empresas, possibilitando a inclusão de efeitos fixos ou aleatórios que refletem características específicas (e constantes) de cada empresa, o que aumenta a precisão das estimativas e reduz o viés de omissão de variáveis.

Conforme destacado por Leong et al. (2023), a avaliação de ações bancárias pode ser aprimorada utilizando variáveis que capturam indiretamente os fundamentos financeiros das instituições, em vez de depender exclusivamente de múltiplos ou indicadores diretos que podem ser influenciados por fatores externos ou ruído de mercado. Dessa forma, a seleção das variáveis explicativas neste estudo foi orientada pela capacidade dessas variáveis representarem os elementos-chave dos modelos teóricos de avaliação, seguindo uma abordagem indireta conforme sugerida pela literatura.

Por exemplo, no modelo P/E, ao invés de utilizar diretamente a razão preço/lucro, optou-se por incluir as variáveis "Dividendos por Ação (DPS)" e "Lucro por Ação (EPS)". Essa escolha se alinha à abordagem de Leong et al. (2023), que identificaram uma correlação positiva e significativa entre essas variáveis e os preços das ações bancárias. Ao utilizar o DPS e o EPS, é possível capturar indiretamente o efeito da razão P/L, uma vez que o P/L é influenciado pelo lucro por ação e pela política de dividendos da empresa.

No modelo RIM, as variáveis "Valor Contábil (BV)" e o "Valor Presente dos Lucros Residuais" foram selecionadas por representarem o patrimônio líquido atual e a capacidade de geração de lucros acima do custo do capital próprio, respectivamente. Essa escolha reflete a essência do modelo de renda residual, conforme descrito por Ohlson (1995), e está em consonância com a metodologia indireta sugerida por Leong et al. (2023).

No modelo DDM, utilizamos o "Valor Presente dos Dividendos" projetados e o "Valor Residual", que capturam a expectativa de fluxos de dividendos futuros, elemento central no modelo de dividendos descontados. Essa abordagem indireta permite incorporar as expectativas de retorno dos acionistas.

Por fim, no modelo FCFE, a escolha das variáveis "Ativo Financeiro Líquido (NFA)" e o "Valor Presente dos Fluxos de Caixa Livres Projetados" reflete a tentativa de capturar a liquidez e a capacidade de geração de caixa disponível para os acionistas, fundamentais para o modelo de fluxo de caixa livre.

Os modelos de teste são especificados a seguir, seguindo a ordem em que os modelos foram explicados na Seção 2.1. O modelo P/E é especificado como:

$$P_{j,t} = \phi_0 + \phi_1 DPS_{j,t} + \phi_2 ROE_{j,t} + \phi_3 EPS_{j,t} + d_c + \varepsilon_{j,t} \quad (4)$$

em que $P_{j,t}$ representa o preço observado da ação do banco j , no ano t . A variável $DPS_{j,t}$ corresponde aos dividendos pagos por ação para o banco j no tempo t , enquanto $ROE_{j,t}$ indica o retorno sobre o patrimônio líquido para o banco j no mesmo período. $EPS_{j,t}$ representa o lucro por ação do banco j no ano t , enquanto a variável d_c denota uma "dummy" para crise.

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas em R\$ (Modelo P/E)

Dat a	DPS_ mean	DPS_ max	DPS_ min	DPS_ std	ROE_ mean	ROE_ max	ROE_ min	ROE_ std	EPS_ mean	EPS_ max	EPS_ min	EPS_ std
200 0	0,210	1,270	0,000	0,405	0,112	0,277	0,033	0,083	0,030	0,165	0,000	0,057
2001	0,151	0,736	0,000	0,232	0,148	0,315	0,070	0,079	0,037	0,230	0,001	0,076
2002	0,122	0,736	0,000	0,222	0,153	0,263	0,056	0,068	0,061	0,480	0,000	0,149
2003	0,182	0,736	0,000	0,213	0,174	0,372	0,056	0,117	0,047	0,276	0,000	0,083
200 4	0,211	0,736	0,000	0,231	0,162	0,343	0,061	0,106	1,172	6,450	0,000	2,325
2005	0,303	1,131	0,000	0,346	0,192	0,376	0,038	0,121	1,505	5,627	0,000	2,346
200 6	0,342	0,803	0,000	0,261	0,191	0,414	0,041	0,112	2,156	7,323	0,000	2,865

2007	0,374	1,376	0,000	0,351	0,206	0,361	0,073	0,090	1,305	3,963	0,000	1,380
2008	0,659	2,583	0,123	0,691	0,187	0,438	0,032	0,105	1,558	4,839	0,005	1,392
2009	0,786	3,513	0,078	0,971	0,155	0,328	0,014	0,089	2,045	5,276	0,005	1,852
2010	0,902	3,492	0,099	0,969	0,177	0,307	0,060	0,075	2,430	5,400	0,010	1,797
2011	0,958	2,806	0,000	0,961	0,161	0,398	0,041	0,099	2,995	13,114	0,009	3,434
2012	0,709	3,107	0,069	0,790	0,112	0,228	-0,199	0,105	2,045	5,933	-0,927	2,143
2013	0,889	3,005	0,000	0,974	0,115	0,227	-0,066	0,078	2,056	5,499	-0,284	2,018
2014	0,686	2,067	0,000	0,593	0,084	0,222	-0,251	0,114	1,699	8,653	-3,631	2,763
2015	0,749	2,934	0,002	0,715	0,116	0,219	0,002	0,061	1,762	5,025	0,009	1,518
2016	0,659	3,097	0,003	0,731	0,103	0,218	-0,070	0,080	2,481	8,476	-0,255	2,433
2017	0,668	2,213	0,000	0,555	0,119	0,205	0,034	0,059	2,671	7,893	0,229	2,458
2018	0,802	1,757	0,000	0,604	0,113	0,190	-0,069	0,071	2,723	8,400	-0,493	2,478
2019	0,865	2,313	0,000	0,662	0,134	0,241	-0,141	0,093	3,491	11,537	-0,798	3,521
2020	0,931	3,581	0,000	0,973	0,111	0,227	0,080	0,070	3,606	12,384	-0,429	4,100
2021	0,769	1,459	0,000	0,428	0,132	0,234	0,008	0,062	2,239	6,879	0,040	1,968
2022	0,850	2,083	0,000	0,534	0,136	0,229	0,047	0,054	2,594	10,823	0,219	2,789
2023	0,994	2,285	0,155	0,699	0,146	0,271	0,015	0,075	2,800	11,802	0,195	3,244

O modelo RIM é especificado por meio da equação:

$$P_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BV_{j,t} + \gamma_2 \sum PV_{j,t}^{RI} + \gamma_3 DTV_{j,T+1}^{RI} + d_c + \varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

A variável $BV_{j,t}$ corresponde ao valor contábil para o banco j em t , enquanto $\sum PV_{j,t}^{RI}$ indica o valor presente em t do somatório do lucro residual por ação para o banco j . $DTV_{j,T+1}^{RI}$ representa o valor presente da perpetuidade associada ao banco j , enquanto a variável d_c denota uma “dummy” para crise.

Para estimar o valor presente do somatório dos lucros residuais e o valor presente da perpetuidade, foi realizada a projeção dos lucros líquidos e dos patrimônios líquidos das instituições financeiras para os cinco anos subsequentes ao ano de referência. Essas projeções

basearam-se em uma taxa de crescimento específica para cada banco, calculada como o produto: i) da razão entre o retorno sobre o patrimônio líquido (ROE) da instituição no ano em questão e o ROE médio do setor bancário no respectivo ano; multiplicada pelo ii) Produto Interno Bruto (PIB) potencial do Brasil, conforme estimativas publicadas pelo Ministério do Planejamento e Orçamento². Parte-se da premissa que a taxa de crescimento (g) do lucro líquido é compatível com o crescimento potencial da economia no longo prazo, ajustado pela eficiência relativa da instituição financeira. Nesse sentido, tem-se:

$$g = \left(\frac{\text{ROE da Instituição}}{\text{ROE Médio do Setor}} \right) \times \text{PIB Potencial} \quad (5.1)$$

A partir das projeções de lucro líquido, determinou-se o lucro residual de cada ano, sendo este definido como a diferença entre o lucro líquido projetado e o retorno exigido pelo acionista sobre o patrimônio líquido. O retorno exigido pelos acionistas (k_e) foi calculado utilizando o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (CAPM), sendo a taxa livre de risco determinada com base na taxa de juros real dos títulos do governo (NTN-B Principal com vencimento mais próximo, desde que superior a 10 anos), o prêmio de risco do mercado fixado em 5,5% a.a³ e o beta da ação, obtido a partir da plataforma Economática. Assim, o retorno exigido (k_e) é obtido pela soma da taxa livre de risco com o produto do prêmio de risco de mercado e o beta, capturando tanto o risco sistemático quanto o risco específico associado ao ativo.

Para cada ano de projeção, subtraiu-se do lucro líquido projetado o retorno exigido sobre o patrimônio líquido, resultando no valor do lucro residual. Esses valores residuais foram então trazidos a valor presente, aplicando-se a taxa de desconto equivalente ao custo de capital próprio (k_e). Esse procedimento permitiu estimar o valor presente dos lucros excedentes para cada ano, proporcionando uma visão precisa do potencial de geração de valor da instituição em termos atuais. Assim, o valor presente do somatório do lucro residual foi obtido pela soma do valor presente dos lucros residuais dos cinco primeiros anos:

$$PV_{j,t}^{RI} = \sum_{t=1}^5 \frac{\text{Lucro Residual } t}{(1+k_e)^t} \quad (5.2)$$

²<https://www.jornaldocomercio.com/economia/2023/11/1131614-planejamento-estima-que-pib-potencial-do-brasil-passou-de-1-para-ate-25.html>, acessado em 30/09/2024.

³Povoa, A. (2021). Valuation – Como precificar ações. Gen Atlas, página 232.

Após a obtenção dos lucros residuais para os cinco primeiros anos, estimou-se o valor da perpetuidade. Esse cálculo considera que, após o quinto ano, a empresa continuará a operar e a gerar lucros residuais indefinidamente. O valor da perpetuidade foi estimado com base no lucro residual projetado para o último ano da série de cinco anos, ajustado pela mesma taxa de crescimento utilizada nas projeções iniciais. Esse lucro residual foi então capitalizado considerando a diferença entre o custo de capital (k_e) e a taxa de crescimento de longo prazo (g), conforme a fórmula:

$$\text{Valor da Perpetuidade} = \frac{\text{Lucro Residual } 5 \times (1+g)}{k_e - g} \quad (5.3)$$

O valor da perpetuidade projetado também foi trazido a valor presente, utilizando-se o custo de capital próprio como fator de desconto:

$$DTV_{j,T+1}^{RI} = \frac{\text{Valor da Perpetuidade}}{(1+k_e)^5} \quad (5.4)$$

Tabela 4 – Estatísticas Descritivas em R\$ mil (Modelo RIM)

Ano	BV mean	BV max	BV min	BV std	PVRI mean	PVRI max	PVRI min	PVRI std	DTVR I mean	DTVR I max	DTVRI min	DTVR I str
2000	0,548	3,123	0,005	1,023	-0,003	0,501	-0,608	0,264	0,473	2,622	0,001	0,851
2001	0,883	5,454	0,001	1,807	-0,149	0,033	-1,201	0,376	0,242	1,205	-0,022	0,446
2002	0,463	3,718	0,001	1,166	0,029	0,451	-0,125	0,159	6,065	61,210	-0,508	19,379
2003	0,492	3,919	0,002	1,164	0,002	0,132	-0,236	0,091	0,375	2,448	0,001	0,720
2004	5,501	32,069	0,002	10,782	1,258	8,881	-0,370	2,983	5,866	37,993	0,001	12,438
2005	6,165	20,786	0,002	8,201	3,055	12,298	0,600	5,396	10,846	38,665	0,002	16,637
2006	9,309	37,193	0,002	12,779	3,134	13,671	-0,219	4,498	12,453	37,734	0,002	16,124
2007	5,464	15,022	0,002	4,999	2,428	7,874	-0,934	3,212	9,933	33,095	0,003	10,807

2008	8,267	20,661	0,019	6,027	2,344	9,989	-1,959	3,478	11,136	37,467	0,021	11,324
2009	10,858	23,824	0,162	7,161	4,308	17,492	-2,117	6,204	26,144	106,445	0,024	33,807
2010	12,190	27,741	0,078	8,491	5,404	21,082	-2,335	6,344	14,684	50,306	-7,046	15,479
2011	11,130	21,483	0,164	7,129	2,910	8,288	-0,223	2,911	17,153	36,429	0,039	13,968
2012	10,529	22,857	0,165	7,810	2,818	8,903	-5,092	4,087	21,642	56,220	-17,901	23,149
2013	13,674	34,940	0,157	10,717	3,039	11,900	-3,937	4,707	23,952	91,658	-1,499	26,787
2014	13,511	32,099	0,672	9,122	-0,836	6,830	-19,609	6,161	10,487	48,363	-33,711	19,624
2015	15,252	33,572	0,649	10,058	1,288	7,512	-3,069	2,950	20,130	103,962	0,043	25,392
2016	18,970	66,103	3,673	16,626	-0,202	12,833	-6,154	4,968	17,045	88,088	-3,186	24,279
2017	18,354	63,594	3,827	16,524	-1,693	5,773	-11,321	4,897	11,367	34,185	-20,353	13,499
2018	13,917	35,685	3,587	8,890	1,785	6,633	-4,188	2,842	19,208	44,867	-5,927	14,227
2019	14,353	37,224	4,314	9,322	3,026	8,109	-5,202	3,938	24,808	46,301	-6,770	18,060
2020	16,837	43,473	4,413	11,471	1,670	7,486	-3,864	3,027	23,880	64,825	-2,568	20,160
2021	17,046	49,555	4,439	13,735	3,260	11,333	-2,047	3,625	25,103	74,976	0,209	21,307
2022	17,798	55,936	4,661	14,828	4,221	23,296	-2,350	6,688	29,443	118,470	1,075	33,326
2023	20,115	59,107	5,271	16,136	3,495	25,908	-2,513	7,965	27,980	127,774	2,174	35,846

O Modelo DDM é especificado por meio da equação:

$$P_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \sum PV_{j,t}^{DIV} + \beta_2 DTV_{j,t+1}^{DIV} + d_c + \varepsilon_{j,t} \quad (6)$$

A variável $\sum PV_{j,t}^{DIV}$ corresponde à soma dos valores presentes dos dividendos projetados para o banco j no tempo t, c

Para estimar o valor presente dos dividendos projetados e do valor residual descontado, foram inicialmente calculados os dividendos por ação para os cinco anos subsequentes ao ano de referência, tomando como base os dividendos anuais reportados por cada instituição financeira. A taxa de crescimento anual dos dividendos foi estimada a partir da taxa de crescimento específica de cada instituição, que, à semelhança do Modelo de Renda Residual, foi determinada pelo ROE da instituição ajustado pelo ROE médio do setor bancário e multiplicado pelo PIB potencial do Brasil.

Para cada um dos cinco anos projetados, os dividendos foram trazidos a valor presente utilizando a taxa de custo de capital próprio (k_e). Dessa forma, o valor presente dos dividendos projetados deu-se pela seguinte fórmula:

$$PV_{j,t}^{DIV} = \sum_{t=1}^5 \frac{\text{Dividendo Projetado } j,t}{(1+k_e)^t} \quad (6.1)$$

Adicionalmente, foi calculado o valor residual, que captura os dividendos esperados após o quinto ano, considerando um horizonte de tempo indefinido. Essa estimativa baseia-se no último dividendo projetado (referente ao quinto ano), ajustado pela mesma taxa de crescimento utilizada nas projeções anteriores. O valor residual reflete a continuidade do pagamento de dividendos no longo prazo e é calculado pela fórmula:

$$\text{Valor Residual} = \frac{\text{Dividendo } 5 \times (1+g)}{k_e - g} \quad (6.2)$$

O valor residual foi então trazido a valor presente utilizando o custo de capital (k_e), garantindo que os dividendos futuros de longo prazo sejam adequadamente ajustados para o momento atual e incorporando as expectativas de crescimento sustentável da instituição:

$$DTV_{j,T+1}^{DIV} = \frac{\text{Valor Residual}}{(1+k_e)^{T+1}}$$

Tabela 5 – Estatísticas Descritivas em R\$ (Modelo DDM)

Ano	PVDIV mean	PVDIV max	PVDIV min	PVDIV str	DTVIV mean	DTVIV max	DTVIV min	DTVIV str
2000	0,815	4,888	0,000	1,558	1,514	8,612	0,000	2,759

2001	0,934	5,008	0,000	1,580	1,400	9,977	0,000	3,066
2002	0,246	0,629	0,000	0,265	0,910	16,387	-6,200	5,910
2003	0,677	2,732	0,000	0,789	1,029	4,078	0,000	1,178
2004	0,802	2,765	0,000	0,819	1,378	4,354	0,000	1,317
2005	1,150	4,244	0,000	1,298	2,044	6,626	0,000	2,087
2006	1,276	2,943	0,000	0,951	2,036	4,139	0,000	1,382
2007	1,490	5,789	0,000	1,452	3,442	16,949	0,000	4,206
2008	2,479	9,074	0,487	2,516	4,188	15,425	0,997	3,968
2009	3,166	13,466	0,346	3,902	8,001	36,041	1,380	11,080
2010	3,248	13,821	0,365	3,789	5,862	28,097	0,532	8,069
2011	2,326	8,995	0,000	2,258	5,247	20,334	0,000	5,164
2012	1,936	4,465	0,305	1,326	7,196	19,339	1,330	5,279
2013	2,580	11,083	0,000	2,907	7,213	30,132	0,000	7,687
2014	2,429	8,868	0,000	2,192	5,802	29,946	0,000	7,252
2015	2,822	12,082	0,007	3,003	5,964	30,838	0,010	7,735
2016	2,642	12,482	0,014	2,944	7,121	28,015	0,042	7,914
2017	1,992	4,363	0,000	1,333	5,148	13,901	0,000	4,024
2018	2,807	7,702	0,000	2,153	11,104	30,938	0,000	9,015
2019	3,603	10,014	0,000	2,762	11,774	36,308	0,000	9,291
2020	2,532	5,769	0,000	1,539	7,923	18,052	0,000	4,836
2021	3,228	6,035	0,000	1,816	9,075	17,039	0,000	4,849
2022	3,501	8,625	0,000	2,227	9,590	22,799	0,000	6,606
2023	3,707	9,449	0,646	2,838	8,185	24,738	0,857	6,870

O modelo FCFE é especificado por meio da equação:

$$P_{j,t} = \omega_0 + \omega_1 NFA_{j,t}^{FCFE} + \omega_2 \sum PV_{j,t}^{FCFE} + \omega_3 DTV_{j,T+1}^{FCFE} + d_c + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

A variável $NFA_{j,t}^{FCFE}$ é definido como o ativo financeiro do banco menos o passivo financeiro do banco j no tempo t , enquanto $\sum PV_{j,t}^{FCFE}$ indica a soma dos valores presentes do fluxo de caixa livre para o acionista do banco j no mesmo período. $DTV_{j,T+1}^{FCFE}$ representa o valor

terminal dos fluxos de caixa livre para o acionista descontado do banco j no tempo $T+1$, enquanto a variável d_c denota uma “dummy” para crise.

Primeiramente, o NFA é estimado a partir da diferença entre os ativos financeiros e os passivos financeiros da instituição:

$$NFA_{j,t}^{FCFE} = \text{Ativos Financeiros} - \text{Passivos Financeiros} \quad (7.1)$$

Esse indicador reflete a liquidez da instituição financeira, revelando sua capacidade de gerar fluxos de caixa positivos após cumprir suas obrigações financeiras. Um NFA positivo indica que a instituição possui mais ativos financeiros do que passivos financeiros, o que contribui para sua solvência e capacidade de investir em oportunidades futuras sem recorrer a captação de recursos adicional.

Em seguida, foi calculado o Fluxo de Caixa Livre para o Acionista (FCFE), que representa o fluxo de caixa disponível após o pagamento de despesas operacionais, impostos e investimentos necessários, incluindo o atendimento às exigências regulatórias de capital. O FCFE foi calculado subtraindo-se a variação do patrimônio de referência (capital regulatório) do lucro líquido da instituição:

$$FCFE = \text{Lucro Líquido} - \Delta \text{ Patrimônio de Referência} \quad (7.2)$$

O patrimônio de referência é uma exigência regulatória que determina o capital mínimo que a instituição deve manter para garantir sua estabilidade financeira e capacidade de absorver perdas, conforme as diretrizes do Banco Central. Ao subtrair a variação do patrimônio de referência do lucro líquido, o FCFE reflete os recursos efetivamente disponíveis aos acionistas, considerando as restrições regulatórias que afetam o capital distribuível.

O FCFE foi projetado para um horizonte de cinco anos, utilizando uma taxa de crescimento específica da instituição. Essa taxa foi calculada de maneira similar à dos modelos anteriores, baseando-se no produto entre o ROE relativo e o PIB potencial. Para cada um dos cinco anos projetados, o FCFE foi trazido a valor presente utilizando k_e . O valor presente do FCFE em cada ano foi calculado pela seguinte fórmula:

$$FCFE_t^{VP} = \frac{FCFE_t}{(1+k_e)^t} \quad (7.3)$$

A soma dos valores presentes dos fluxos de caixa projetados fornece o Valor Presente Total do FCFE para o período de projeção:

$$\sum PV_{j,t}^{FCFE} = \sum_{t=1}^5 FCFE_t^{VP} \quad (7.4)$$

Após o período de projeção de cinco anos, foi calculado o Valor Terminal Descontado do FCFE, que representa o valor presente dos fluxos de caixa livres que a instituição deverá gerar em um horizonte de tempo indefinido. O valor terminal foi estimado com base no último FCFE projetado, ajustado pela taxa de crescimento:

$$\text{Valor Terminal} = \frac{FCFE_{T+1} \times (1+g)}{k_e - g} \quad (7.5)$$

O valor terminal foi então trazido a valor presente, utilizando ke:

$$DTV_{j,T+1}^{FCFE} = \frac{\text{Valor Terminal}}{(1+k_e)^{T+1}} \quad (7.6)$$

Tabela 6 – Estatísticas Descritivas m R\$ milhões (Modelo FCFE)

Ano	NFA mean	NFA max	NFA min	NFA str	PVFC FE mean	PVFC FE max	PVFC FE min	PVFC FE str	DTV FCFE mean	DTV FCFE max	DTV FCFE min	DTV FCFE str
2010	19884,4	211525,0	-50365,0	63244,6	9,9	28,8	-2,3	8,3	15,2	50,3	-7,0	15,9
2011	33435,4	335650,0	-4500,0	89745,0	14,6	69,9	0,0	18,7	52,1	1069,6	-690,1	352,4
2012	31877,9	367834,0	-9584,0	98227,1	15,2	74,6	-4,1	20,7	-33,1	212,1	-505,2	189,9
2013	31245,1	355069,0	-7971,0	94561,8	12,6	66,3	-1,0	17,5	62,9	326,6	-1,5	111,2
2014	25935,4	267572,0	-15971,0	72230,9	11,8	74,5	-14,7	21,9	103,7	1010,3	-33,6	276,7
2015	18169,1	210982,0	-64501,0	61877,1	13,6	91,3	0,0	23,1	40,5	292,8	0,0	77,1
2016	17893,8	243455,0	-164849,0	100788,2	17,5	110,9	-1,1	27,9	85,2	671,0	-3,2	175,6

2017	20768,7	273534,0	-163903,0	104208,1	19,7	131,8	-8,8	33,4	224,1	2504,6	-20,3	638,5
2018	32675,2	273639,0	-39355,0	79691,9	23,4	168,2	-2,1	41,7	1199,4	19749,4	-2713,0	5182,9
2019	36509,8	289482,0	-18152,0	81905,4	32,5	172,7	-3,2	47,5	-483,8	424,5	-6876,8	1810,1
2020	45747,7	363042,0	-59367,0	115496,0	24,4	120,1	-1,6	33,1	97,1	1290,0	-870,6	438,7
2021	55716,4	371939,0	-1241,0	116856,0	28,3	113,3	0,1	39,1	126,4	671,0	0,2	194,1
2022	59262,5	390206,0	-2054,0	126024,9	27,2	104,6	0,8	34,8	98,2	522,4	1,1	152,3
2023	71331,3	429449,0	-747,0	145544,5	34,1	124,8	1,9	44,5	133,0	670,0	2,2	200,2

Para garantir a comparabilidade entre as variáveis e evitar problemas de escala que poderiam influenciar os resultados das regressões, foi realizada a normalização Min-Max em todas as variáveis independentes utilizadas nos modelos. Esse método de normalização consiste em reescalar os dados para que todos os valores estejam dentro do intervalo de 0 a 1, preservando a distribuição original dos dados. Como resultado desse procedimento, as variáveis passaram a ser identificadas com o prefixo "MM_" antes do nome original, indicando que são variáveis normalizadas pelo método Min-Max. Ademais, a escolha entre modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios foi fundamentada na aplicação do teste de Hausman. Os resultados do teste de Hausman indicaram que os modelos de efeitos fixos são mais adequados para os dados analisados, em especial para os modelos DDM e PE.



4

4

ANÁLISE DOS RESULTADOS

A avaliação da eficácia dos modelos de precificação de ações aplicados às instituições bancárias brasileiras foi, então, realizada por meio de modelos de regressão em painel estimados por efeitos fixos, considerando os modelos P/E, RIM, DDM e FCFE. Em cada modelo, buscou-se interpretar os coeficientes estimados, analisar a significância estatística das variáveis e avaliar o ajuste geral dos modelos.

No Modelo P/E, os resultados da regressão revelam que a variável "Dividendos por Ação (MM_DPS)" é um preditor altamente significativo dos preços das ações bancárias, com um coeficiente positivo de 0,426. Esse achado indica que os investidores atribuem grande importância aos pagamentos de dividendos ao avaliar ações de bancos. A relação positiva sugere que maiores distribuições de dividendos estão associadas a preços de ações mais elevados, refletindo a preferência dos investidores por retornos imediatos em forma de dividendos. Isso está em consonância com a teoria da relevância dos dividendos proposta por Gordon e Shapiro (1956), que postula que os dividendos podem afetar o preço das ações devido à preferência dos investidores por retornos certos em detrimento de ganhos de capital futuros incertos.

Além disso, a variável "Lucro por Ação (MM_EPS)" também apresenta um coeficiente positivo e estatisticamente significativo de 0,125, indicando que maiores lucros por ação estão associados a preços de ações mais altos. Isso reforça a importância da lucratividade na percepção dos investidores ao avaliar ações bancárias. A significância do EPS está alinhada com a abordagem de análise fundamentalista, na qual os lucros são um determinante-chave do valor intrínseco de uma empresa. Este resultado corrobora estudos anteriores, como Molodovsky (1953), que identificaram uma relação positiva entre o EPS e os preços das ações, sugerindo que o desempenho dos lucros é um fator crítico na avaliação de bancos.

Em contrapartida, o "Retorno sobre o Patrimônio Líquido (MM_ROE)" apresenta um coeficiente negativo e não significativo de -0,034, indicando que essa variável não tem um efeito estatisticamente relevante sobre o preço das ações no período analisado. Essa falta de

significância pode ser atribuída a vários fatores. Uma possibilidade é que os investidores considerem o ROE menos informativo no setor bancário, dado que a estrutura de capital única dos bancos e os requisitos regulatórios podem distorcer as medidas tradicionais de rentabilidade.

A variável "Crise", que representa períodos de instabilidade financeira, mostrou um coeficiente negativo de -0,014, mas não foi estatisticamente significativa. Esse resultado contrasta com estudos internacionais, como Damodaran (2009) e Rizvi et al. (2020), que frequentemente relatam efeitos significativos de crises na valoração de bancos. A ausência de significância pode indicar a resiliência dos bancos brasileiros durante esses períodos, possivelmente devido a marcos regulatórios sólidos, práticas prudentes de gestão de risco ou intervenções governamentais que mitigaram o impacto das crises globais no setor bancário nacional.

Quanto ao ajuste geral do modelo, o coeficiente de determinação R^2 foi de 0,469, indicando que aproximadamente 46,9% da variabilidade nos preços das ações é explicada pelas variáveis incluídas. Esse nível de poder explicativo é considerável, sugerindo que as variáveis selecionadas capturam fatores relevantes que influenciam os preços das ações bancárias. No entanto, ainda há uma parcela significativa não explicada, que pode ser atribuída a outros fatores não contemplados no modelo, como condições macroeconômicas, expectativas de mercado ou eventos específicos das empresas

Tabela 7 – Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo P/E)	
Modelo PE	
MM_DPS	0,426***
	(0,034)
MM_ROE	-0,034
	(0,046)
MM_EPS	0,125**
	(0,043)
Crise	-0,014

	(0,013)
R ²	0,469
R ² ajustado	0,433
F-Estatística	58,16 ⁴

No modelo de Renda Residual (RIM), os resultados da regressão indicam que a variável "Valor Presente dos Lucros Residuais (MM_PV)" possui um coeficiente positivo de 0,198 e é estatisticamente significativa. Isso sugere que os lucros residuais futuros esperados têm uma influência positiva no preço das ações bancárias. A significância desta variável indica que os investidores consideram o valor presente dos lucros residuais ao precificar ações de bancos, o que está alinhado com a teoria do modelo RIM, conforme proposto por Ohlson (1995). Segundo essa teoria, o valor de uma empresa é dado pelo seu patrimônio líquido atual acrescido do valor presente dos lucros residuais futuros, refletindo a capacidade da empresa de gerar retornos acima do custo de capital próprio.

Por outro lado, a variável "Valor Contábil (MM_BV)" apresenta um coeficiente positivo de 0,087, não é estatisticamente significativa. Embora o coeficiente seja positivo, indicando que um maior valor contábil pode estar associado a preços de ações mais elevados, a falta de significância estatística sugere que essa relação não é robusta no contexto dos bancos brasileiros analisados. Isso pode ser devido à complexidade das demonstrações contábeis dos bancos e à possível opacidade dos ativos bancários, conforme discutido por Morgan (2002). Os investidores podem considerar que o valor contábil não reflete adequadamente o valor econômico real das instituições financeiras, especialmente em um setor onde os ativos e passivos financeiros podem ser altamente voláteis e sujeitos a subjetividades contábeis complexas.

A variável "Valor Terminal (MM_DTV)" tem um coeficiente negativo de -0,007 e não é estatisticamente significativa. Esse resultado indica que o valor terminal, que representa o valor presente dos lucros residuais esperados após o período de projeção explícita, não exerce

⁴ Os asteriscos apresentados nos coeficientes das regressões indicam os níveis de significância estatística das variáveis explicativas, com base nos valores de p associados aos testes de hipótese. Assim, coeficientes marcados com ***, ** ou * refletem, respectivamente, níveis de significância de 0,1%, 1% e 5%, indicando que há uma alta probabilidade de que o efeito observado seja estatisticamente relevante.

influência significativa sobre o preço das ações bancárias no período analisado. A insignificância do valor terminal pode ser atribuída ao fato de que os investidores estão menos confiantes nas projeções de longo prazo dos lucros residuais dos bancos, possivelmente devido à maior incerteza associada ao setor financeiro em horizontes temporais mais distantes. Além disso, eventos econômicos imprevisíveis, mudanças regulatórias e evolução tecnológica podem afetar significativamente as perspectivas de longo prazo dos bancos, tornando o valor terminal uma estimativa menos confiável para os investidores.

A variável "Crise", que captura os períodos de instabilidade financeira, apresenta um coeficiente negativo de -0,011, mas não é estatisticamente significativa. Isso sugere que as crises financeiras de 2008 e 2020 influenciaram estatisticamente na relação entre as variáveis do modelo RIM e os preços das ações bancárias. Essa ausência de efeito significativo pode indicar que os investidores já incorporaram o risco de crises financeiras em suas avaliações ou que os bancos brasileiros conseguiram manter sua estabilidade financeira durante esses períodos.

Em relação ao poder explicativo do modelo, o coeficiente de determinação R^2 é de apenas 0,086, indicando que apenas 8,6% da variabilidade nos preços das ações é explicada pelas variáveis incluídas no modelo. O R^2 ajustado é ainda menor, de 0,018, sugerindo que, ao considerar o número de variáveis independentes, o modelo tem pouca capacidade explicativa. A estatística F do modelo é 5,71 e é significativa ao nível de 1%, o que indica que, apesar do baixo R^2 , o modelo é estatisticamente significativo, ou seja, as variáveis independentes, em conjunto, têm algum poder preditivo sobre o preço das ações.

Tabela 8 – Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo RIM)	
Modelo RIM	
MM_PV	0,198*
	(0,097)
MM_BV	0,087
	(0,047)
MM_DTV	-0,007

	(0,092)
Crise	-0,011
	(0,014)
R ²	0,086
R ² ajustado	0,018
F-Estatística	5,71

No Modelo de Dividendos Descontados (DDM), os resultados da regressão indicam que a variável "Valor Presente dos Dividendos (MM_PV)" possui um coeficiente positivo de 0,456 e é altamente significativa. Este resultado sugere que os dividendos esperados no curto prazo têm uma forte influência positiva sobre o preço das ações bancárias. A significância estatística desta variável reforça a importância que os investidores atribuem aos dividendos como principal fonte de retorno ao avaliar ações de bancos.

A variável "Valor Terminal (MM_DTV)" apresenta um coeficiente negativo de -0,468, mas não é estatisticamente significativa. Isso indica que o valor dos dividendos esperados após o período de projeção explícita não exerce uma influência significativa sobre o preço das ações no período analisado. A insignificância desta variável pode ser atribuída à incerteza associada às projeções de longo prazo, especialmente no setor bancário, que está sujeito a mudanças regulatórias, tecnológicas e macroeconômicas que podem afetar significativamente as perspectivas de dividendos futuros. Os investidores podem estar dando maior peso aos dividendos esperados nos curto e médio prazos, que são mais previsíveis e menos sujeitos a variações inesperadas. Este comportamento está em linha com a teoria de preferência por dividendos, onde os investidores preferem dividendos atuais em vez de ganhos de capital futuros, especialmente em setores como o bancário, onde a previsibilidade dos dividendos é considerada um sinal de estabilidade financeira e solidez operacional.

Em relação ao ajuste do modelo, o coeficiente de determinação R² é de 0,448, indicando que aproximadamente 44,8% da variabilidade nos preços das ações é explicada pelas variáveis incluídas no modelo. O R² ajustado é de 0,407, sugerindo que o modelo permanece bem ajustado mesmo após considerar o número de variáveis independentes. A estatística F do modelo é 48,56, altamente significativa, o que confirma que, em conjunto, as variáveis

independentes contribuem significativamente para explicar a variação dos preços das ações. Esses resultados demonstram que o modelo DDM é eficaz na avaliação de ações bancárias no Brasil, especialmente ao considerar os dividendos esperados no curto prazo.

A não significância da variável "Crise" sugere que os investidores não alteraram substancialmente sua percepção sobre os dividendos futuros dos bancos durante os períodos de crise, ou que os efeitos das crises foram incorporados de maneira uniforme nas expectativas de mercado, não afetando a relação entre os dividendos projetados e os preços das ações. Isso pode indicar uma confiança na capacidade dos bancos brasileiros de resistir a choques econômicos e continuar a distribuir dividendos aos acionistas

Tabela 9 – Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo DDM)	
Modelo DDM	
MM_PV	0,456***
	(0,084
MM_DTV	-0.468
	(0,312)
Crise	-0,027
	(0,015)
R ²	0,448
R ² ajustado	0,407
F-Estatística	48,56

Por fim, no Modelo de Fluxo de Caixa Livre para o Acionista (FCFE), os resultados da regressão indicam que a variável "Valor Presente dos Fluxos Projetados (MM_PV)" possui um coeficiente positivo de 0,259, sendo marginalmente significativa. Isso sugere que os fluxos de caixa livres futuros esperados têm alguma influência positiva sobre o preço das ações bancárias. A significância estatística, embora marginal, indica que os investidores podem considerar o valor presente dos fluxos de caixa livres projetados ao avaliar ações de bancos, mas esse efeito não é tão robusto quanto em outros modelos.

Por outro lado, a variável "Ativo Financeiro Líquido (MM_NFA)" apresenta um coeficiente negativo de -0,125, porém não é estatisticamente significativa. Isso indica que a diferença entre ativos e passivos financeiros não tem um impacto significativo na variação dos preços das ações bancárias. A falta de significância dessa variável pode ser atribuída à natureza específica do setor bancário, onde a gestão de ativos e passivos é altamente regulada e complexa, e as margens entre eles podem não refletir diretamente o valor econômico percebido pelos investidores.

A variável "Valor Terminal Descontado (MM_DTV_vp)" também apresenta um coeficiente negativo de -0,162, sem significância estatística. Isso sugere que o valor terminal dos fluxos de caixa livres futuros não exerce uma influência significativa sobre o preço das ações. A insignificância dessa variável pode ser devida à dificuldade em estimar fluxos de caixa livres de longo prazo para bancos, dada a volatilidade do ambiente econômico, mudanças regulatórias frequentes e a complexidade operacional do setor, conforme discutido por Damodaran (2013).

A variável "Crise" tem um coeficiente negativo de -0,037, mas também não é estatisticamente significativa ($p = 0,185$). Isso indica que as crises financeiras não tiveram relevância estatística na relação entre as variáveis do modelo FCFE e os preços das ações bancárias.

Em termos de capacidade explicativa, o coeficiente de determinação R^2 é de apenas 0,071, indicando que apenas 7,1% da variabilidade nos preços das ações é explicada pelas variáveis incluídas no modelo. O R^2 ajustado é negativo, de -0,078, sugerindo que o modelo não possui um poder explicativo significativo e que as variáveis independentes podem não ser adequadas para explicar a variação nos preços das ações bancárias. A estatística F é de 1,91, não significativa, indicando que, em conjunto, as variáveis independentes não contribuem significativamente para explicar a variação dos preços das ações.

Tabela 10 – Resultados da Regressão com Efeitos Fixos (Modelo FCFE)

Modelo FCFE	
MM_NFA	-0,125

	(0,113)
MM_PV	0,259*
	(0,13)
MM_DTV_vp	-0,162
	(0,136)
Crise	-0,037
	(0,028)
R ²	0,071
R ² ajustado	-0,078
F-Estatística	1,91

4.1 ROBUSTEZ DOS RESULTADOS

Os modelos de regressão inicialmente estimados neste estudo utilizaram os preços das ações como variável dependente. No entanto, é sabido que séries de preços de ações são frequentemente não estacionárias, o que pode afetar a validade das inferências estatísticas e a confiabilidade dos resultados.

Para verificar a estacionariedade das séries de preços utilizadas, foram realizados testes de estacionariedade (teste de Dickey-Fuller aumentado) para cada uma das instituições financeiras da amostra. Os resultados indicaram que as séries de preços das ações dos bancos Banco da Amazônia, Banestes e Banrisul são estacionárias, enquanto as séries de preços das ações das demais instituições são não estacionárias.

Com o objetivo de conferir maior robustez à análise e assegurar que os resultados não fossem influenciados pela possível não estacionariedade das séries de preços, foram realizadas novas regressões utilizando os retornos das ações como variável dependente. Os retornos das ações, calculados como a variação percentual do preço da ação de um período para o outro, são usualmente considerados séries estacionárias pela literatura, o que torna a análise mais robusta e as inferências estatísticas mais confiáveis.

Tabela 11 – Resultados das Regressões para os quatro modelos usando retorno como variável dependente

Modelo PE		Modelo RIM		Modelo DDM		Modelo FCFE	
MM_DPS	-0,051	MM_PV	0,305	MM_PV	-0,087	MM_NFA	-1,158
	(0,239)		(1,03)		(0,546)		(0,629)
MM_ROE	1,112***	MM_BV	-0,658	MM_DTV	0,192	MM_PV	0,087
	(0,331)		(0,503)		(0,579)		(0,721)
MM_EPS	0,502	MM_DTV	0,344	Crise	-0,450	MM_DTV_vp	0,903
	(0,308)		(0,979)		(0,105)		(0,756)
Crise	-0,305	Crise	-0,383	R ²	0,071	Crise	-0,025
	(0,107)		(0,18)	R ² ajustado	0,006		(0,229)
R ²	0,092	R ²	0,029	F-Estatística	6,18	R ²	0,068
R ² ajustado	0,029	R ² ajustado	-0,004			R ² ajustado	-0,081
F-Estatística	6,662	F-Estatística	1,8454			F-Estatística	1,82

Os resultados das regressões com os retornos das ações indicaram que, em todos os modelos, os coeficientes de determinação R² diminuíram em comparação com as regressões originais que utilizavam preços. No entanto, os modelos P/E e DDM continuaram a apresentar os maiores valores de R² entre os modelos estimados, indicando que, mesmo ao utilizar os retornos das ações, esses modelos mantêm um poder explicativo relativamente superior.



5

5

CONCLUSÃO

Este estudo busca contribuir para uma melhor compreensão da eficiência dos modelos teóricos usuais de avaliação aplicados a bancos brasileiros, fornecendo insights que auxiliem investidores e profissionais do mercado a realizarem avaliações mais precisas e fundamentadas. A pesquisa se concentrou nos quatro modelos mais utilizados para esse fim e os resultados obtidos indicam que os modelos P/E e DDM apresentaram melhor desempenho na explicação da variação dos preços das ações de instituições financeiras.

Os dois modelos com melhor desempenho compartilham de uma característica similar. Ambos possuem os dividendos como principal variável explicativa, ainda que em formatos distintos: no modelo P/E a variável “Dividendos por Ação” representa o dividendo recebido no ano de referência da análise; já no modelo DDM a variável “Valor Presente dos Dividendos” representa o valor presente do valor esperado a ser recebido na forma de dividendos nos cinco anos subsequentes ao ano de referência. Não obstante, os resultados apresentados permitem inferir que os agentes econômicos creditam importância significativa ao volume de dividendos, especialmente aqueles concentrados na janela temporal de curto e médio prazos (até 5 anos).

Já os modelos RIM e FCFE mostraram menor capacidade explicativa, o que permitiria concluir que os investidores dão menor peso para o valor presente de lucros residuais e/ou para o fluxo de caixa livre futuro na precificação das ações bancárias.

A variável *dummy* para crises financeiras não se mostrou significativa (no nível de 5%) em nenhum dos modelos, indicando que tais crises não afetam o poder preditivo dos modelos. Este é um resultado diferente da maioria dos estudos internacionais sobre o tema e pesquisa futura poderá tentar explicitar se trata-se de reflexo da incorporação automática do efeito da crise no valor presente dos dividendos esperados, da resiliência do setor bancário brasileiro ou mesmo dos atributos contracíclicos inerentes à regulamentação do setor. Ademais, é importante considerar a possibilidade de viés de sobrevivência na amostra utilizada. Esse viés pode ter influenciado os

resultados ao subestimar o impacto das crises financeiras sobre os preços das ações bancárias.

Por fim, as implicações práticas para fins de avaliação de ações bancárias no Brasil e as conclusões aqui descritas devem ser compreendidas no contexto em que foram obtidas, ou seja, por meio de análise de regressão com variáveis explicativas definidas a partir de exercícios de avaliação em linha com práticas de mercado (como, por exemplo, a utilização de janelas temporais de 5 anos para definir o ponto de corte para o cálculo de perpetuidades). Pesquisa futura poderá examinar a robustez dos resultados em cenários de *perfect foresight*, ou seja, em um contexto no qual as variáveis explicativas não são computadas a partir de fluxos de caixa descontados, sendo alternativamente representadas pelos dados efetivamente observados.



REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

Blau, B. M., Brough, T. J., Griffith, T. G. (2017). Bank opacity and the efficiency of stock prices. *Journal of Banking and Finance*, 76, 32-47.

Bower, R. S., Bower, D. H. (1969). Risk and the valuation of common stock. *Journal of Political Economy*, 77(3), 349-362.

Damodaran, A. (2007). Valuation approaches and metrics: a survey of the theory and evidence. *Foundations and Trends in Finance*, 1(8), 693-784.

Damodaran, A. (2009). Breach of Trust: Valuing Financial Service Firms in the Post-Crisis Era. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1798578>.

Damodaran, A. (2012). *Investment valuation: Tools and techniques for determining the value of any asset*, 3rd ed. Hoboken, New Jersey: John Wiley Sons.

Damodaran, A. (2013). Valuing Financial Services Firms. *Journal of Financial Perspectives*, 1 (1), 1-16.

Durand, D. (1957). Bank stock prices and the bank capital problem. NBER Books.

Eng, L. L., Lin, J., & Neiva De Figueiredo, J. (2019). International Financial Reporting Standards adoption and information quality: evidence from Brazil. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 30(1), 5-29.

Flannery, M. J., Kwan, S. H., Nimalendran, M. (2013). The 2007–2009 financial crisis and bank opaqueness. *Journal of Financial Intermediation*, 22(1), 55-84.

Fuller, R. J., Hsia, C. C. (1984). A simplified common stock valuation model. *Financial Analysts Journal*, 40(5), 49-56.

Galdi, F. C., Teixeira, A. J. C., Lopes, A. B. (2008). Análise empírica de modelos de valuation no ambiente brasileiro: fluxo de caixa descontado versus modelo de Ohlson (RIV). *Revista Contabilidade & Finanças*, 19(47), 31-43.

Gebhardt, W. R., Lee, C. M., Swaminathan, B. (2001). Toward an implied cost of capital. *Journal of accounting research*, 39(1), 135-176.

Gordon, M. J., Shapiro, E. (1956). Capital equipment analysis: the required rate of profit. *Management Science*, 3(1), 102-110.

Jahan, N., Akash, M. J. H., & Ashiq, T. S. (2023). An Empirical Investigation of the Association between P/E Ratio and Financial Performance of Non-conventional Banks in Bangladesh.

Jumran, A., & Hendrawan Sr, R. (2021). Stock valuation using discounted cash flow method with free cash flow to equity and relative valuation approaches on state-owned banks listed on IDX for 2021 to 2025 period projection. *International Journal of Science and Management Studies (IJSMS)*, 4(4), 191-201.

Karathanassis, G. A., Spilioti, S. N. (2003). An empirical investigation of the traditional and the clean surplus valuation models. *Managerial Finance*, 29(9), 55-66.

Leong, K. Y., Ariff, M., Alireza, Z., Bhatti, M. I. (2023). Bank stock valuation theories: do they explain prices based on theories? *International journal of managerial finance*, 19(2), 331-350.

Miller, M. H., Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411-433.

Molodovsky, N. (1953). A Theory of price-earnings ratios, reprinted from the *Analysts Journal*, November 1953, 65-80, in *Financial Analysts Journal*, January-February, 1995

Morgan, D. P. (2002). Rating Banks: Risk and Uncertainty in an Opaque Industry. *American Economic Review*, 92(4), 874-888.

Murinde, V., Rizopoulos, E., & Zachariadis, M. (2022). The impact of the FinTech revolution on the future of banking: Opportunities and risks. *International Review of Financial Analysis*, 81, 102103.

Ong'ele, G. O. (2018). The Prediction Accuracy of Gordon's Dividend Discount Model in the Valuation of Banking Sector Stocks Listed in Nairobi Securities Exchange (Doctoral dissertation, University of Nairobi).

Ohlson, J. A. (1990). A synthesis of security valuation theory and the role of dividends, cash flows, and earnings. *Contemporary Accounting Research*, 6(2), 648-676.

Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, 11(2), 661-687

Pástor, L., Pietro, V. (2003). Stock valuation and learning about profitability. *The Journal of Finance*, 58(5), 1749-1789.

Rizvi, S. K. A., Yarovaya, L., Mirza, N., & Naqvi, B. (2020). The impact of COVID-19 on valuations of non-financial European firms. Available at SSRN 3705462.

Williams, J. B. (1938). *The theory of investment value*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Xu, Z. (2020). Economic policy uncertainty, cost of capital, and corporate innovation. *Journal of Banking & Finance*, 111, 105698.



idp

Bo
pro
cit
ref
Noss
são e

idp

A ESCOLHA QUE
TRANSFORMA
O SEU CONHECIMENTO