CC BY



# O ACORDO DE BASILÉIA III E O IMPACTO NA CARTEIRA DE CRÉDITO DOS BANCOS PÚBLICOS ESTADUAIS DO BRASIL

José Carlos Farias da Silva[1]
Douglas Alcântara Alencar[2]
Ricardo Bruno Nascimento dos Santos[3]

**RESUMO:**

O artigo apresenta a análise em relação a implantação do Acordo de Basiléia III e seus impactos na carteira de crédito dos Bancos Públicos Estaduais no Brasil (BPEB) no período de 2010 a 2018, com objetivo de mostrar se a implantação desses requerimentos de capital impactou de forma restritiva a carteira de crédito desses bancos. Para tanto, desenvolveu-se uma pesquisa de caráter quantitativo e exploratório, a partir de fontes primárias e secundárias, que permitiu a construção de modelos econométricos com base em Mínimos Quadrados Ordinários, que mostraram que a implantação do Acordo de Basiléia III no Brasil não impactou de forma restritiva o volume de crédito dos Bancos Públicos Estaduais.

**Palavras-chaves:** Requerimentos de capital; Regulação financeira; Preferência pela liquidez; Racionalização do crédito; Modelos econométricos.

# THE BASEL III ACCORD AND IMPACT ON THE CREDIT PORTFOLIO OF STATE PUBLIC BANKS IN BRAZIL

**ABSTRACT:**

The article shows the analysis in relation to the implementation of the Basel III Agreement and its impacts on the credit portfolio of State Public Banks in Brazil from 2010 to 2018, with the objective of showing whether the implementation of these capital requirements impacted restrictively the credit card of those banks. Therefore, a quantitative and exploratory research was developed from primary and secondary sources, which allowed the construction of econometric models based on Ordinary Minimum Squares, which showed that the implementation of the Agreement of Basel III in Brazil did not restrictively impact the credit volume of state public banks.

**Keywords:** Capital requirements; Financial regulation; Liquidity preference; Credit rationalization; Econometric models.

Data da submissão: 13-04-2023
Data do aceite: 04-12-2023

## INTRODUÇÃO

O advento da Crise do Subprime de 2007 demonstrou de forma clara a fragilidade do Acordo de Basiléia II para proporcionar estabilidade dos sistemas financeiros, diante das inovações financeiras e do maior apetite dos bancos a operações de alavancagem financeira (CARVALHO, 2005). Dessa forma, foi determinante a necessidade de se fazer uma reformulação no acordo em busca de assegurar o ajustamento da atividade dos bancos. Dessa necessidade fez surgir, liderado pelo grupo do G-20, um novo ajustamento no Acordo de Basiléia II, dando origem ao terceiro acordo, o qual ficou conhecido como Acordo de Basiléia III.

Basileia III foi divulgado em dezembro de 2010 por meio de dois documentos: a) "Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems" (BCBS, 2010a); b) "Basel III: International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring" (BCBS, 2010b). O objetivo das reformas trazidas pelo primeiro documento é melhorar a capacidade do setor bancário de

[1] Mestre em economia pela UFPA e doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia - UFPA. Contato: jcfariaas@gmail.com
[2] Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPA.
[3] Doutor em Economia Aplicada pela UFV/Professor do PPGE-PPGEA-UFPA.

absorver choques decorrentes de estresse financeiro e econômico, qualquer que seja a fonte, reduzindo assim o risco de transbordamento do setor financeiro para a economia real, ou seja, o risco sistêmico. Ainda de acordo com esse documento, os problemas enfrentados pelos bancos em 2007, foram ocasionados em decorrência de lapsos na gestão dos princípios básicos de gerenciamento de risco de liquidez ((BCBS, 2010a, p. 3).

De acordo com Leite e Reis (2013), além desse objetivo, Basiléia III buscou: a) aumentar a qualidade do capital disponível de modo a assegurar que os bancos lidem melhor com as perdas; b) aumentar os requerimentos mínimos de capital principal para 4,5%; c) criar um colchão de conservação de capital e um colchão anticíclico de capital, ambos de 2,5% cada; d) introduzir uma taxa de alavancagem para o sistema e medidas sobre requerimentos mínimos de liquidez, tanto curto prazo (LCR) quanto para o longo prazo (NSFR); e) além de aumentar a importância dos pilares II e III do acordo anterior no processo de supervisão e de transparência, através de implementação de práticas de gestão de liquidez, realização dos testes de estresse, governança corporativa e práticas de avaliação de ativos.

O Acordo de Basiléia III obedeceu a um cronograma proposto pelo Comitê de Supervisão Bancária da Basiléia (BCBS) para sua implantação, no qual estabelecia seu início em 2013 com percentual mínimo de requerimento de capital de 8% e que crescia gradativamente até atingir 10,5% em 2019. Essas diretrizes trazidas por esse Comitê, apesar de não se configurarem em uma obrigatoriedade para os países, estabelecem um norteamento para a conduta de implementação pelos Bancos Centrais participantes, a exemplo do Brasil que implementou as recomendações do BCBS somente em 2011.

Nesse sentido, o artigo parte do questionamento se a implantação do Acordo de Basiléia III impactou de forma restritiva a liberação de crédito dos Bancos Públicos Estaduais do Brasil (BPEB) no período de 2010 a setembro de 2018? Para tanto desenvolveu-se uma pesquisa de caráter quantitativo e exploratório, a partir de fontes primárias e secundárias, que permitiu a construção de modelos econométricos com base em Mínimos Quadrados Ordinários.

A análise aqui apresentada decorre do fato de que o Acordo de Basiléia III configura-se como o indicador de gestão para regulação prudencial no Brasil e no mundo. Dessa forma, o crédito bancário – que é um importante instrumento de política monetária, uma relação relevante do ponto de vista econômico com esse indicador. Nesse sentido, o trabalho traz como contribuição a análise do impacto na carteira de crédito dos BPEB decorrentes da implantação de Basiléia III, a partir da aplicação de modelagem econométrica e posterior aplicação do teste de Show, que possibilitou a análise de dados relativos tanto ao período anterior quanto ao período posterior a institucionalização desse instrumento de regulação.

As seções a seguir abordam o conceito de Preferência pela liquidez na perspectiva Pós-Keynesiana, seguindo por uma segunda seção em que se trata a implementação do Acordo de Basiléia no Brasil e a evolução de crédito dos Bancos Públicos Estaduais. A terceira seção trata da aplicação da modelagem econométrica para análise dos dados e posteriormente as considerações finais.

## PREFERÊNCIA PELA LIQUIDEZ

O conceito de Preferência pela Liquidez foi tratado inicialmente por Keynes em seu livro "A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda", publicado em 1936 (KEYNES, [1936] 1996). Ao tratar da Teoria Geral da Taxa de Juros no capítulo XIII desse livro, o autor também trata do conceito de Preferência pela Liquidez, o qual está intrinsecamente ligado ao conceito de Incerteza.

Para Keynes ([1936] 1996), Preferência pela Liquidez é representada por uma quantidade de recursos medidos em termos monetários ou valor do salário que se deseja conservar em forma de moeda. O autor defende ainda que esta preferência é uma potencialidade ou tendência funcional que fixa a quantidade de moeda que o público reterá diante de uma determinada taxa de juros dada.

A incerteza a qual Keynes ([1936] 1996) se referia estava associada ao futuro da taxa de juros, ou seja, quanto ao complexo de taxas para vencimentos variáveis a prevalecer em datas futuras. Outra razão para a preferência da liquidez, resultante da incerteza quanto ao futuro da taxa de juros, é que haja um mercado organizado para negociar com débitos.

Keynes estabeleceu uma função para a preferência pela liquidez, dada por:

$$M= L(r)$$

Onde:
M= quantidade de moeda
L= função de preferência pela liquidez
r= taxa de juros

Para Carvalho (2009), o conceito de liquidez significa:

> [...] a possibilidade de converter a riqueza presente em poder de compra para usá-lo na aquisição de outras formas de riqueza. Existe um prêmio de liquidez a ser computado no valor de um ativo quando, ao comprá-lo, o comprador reconhece que pode desejar desfazer essa transação no futuro, especialmente se condições imprevisíveis no momento da decisão vierem a prevalecer. Esse é o conceito de incerteza proposto por Keynes (semelhante, como se sabe, ao proposto por Frank Knight), que fundamenta o valor da liquidez como defesa genérica contra eventos adversos imprevisíveis no presente (CARVALHO, 2009, p. 96).

O conceito de liquidez defendido por Carvalho (2009) está diretamente relacionado à capacidade de um bem qualquer se transformar em dinheiro, satisfazendo, em caso de necessidade, o desejo do proprietário desse bem em desfazer-se do mesmo, recebendo, em troca, moeda enquanto reserva de valor.

Para Lavoie (2014), o conceito de preferência pela liquidez está diretamente relacionado a um ambiente de incerteza, já que os agentes econômicos desconhecem as distribuições de probabilidade. O autor também afirma que esses agentes estão conscientes de que as sequências de eventos que aconteceram no passado podem não se repetir, o que faz com que os agentes atrasem suas decisões. Nesse sentido, a preferência pela liquidez está inversamente relacionada ao grau de confiança dos agentes. Dessa forma, quanto maior o grau de confiança dos agentes na economia, menor a preferência pela liquidez, ou seja, menor o desejo dos agentes em manter ativos líquidos sob sua guarda (LAVOIE, 2014).

Lavoie (2014) ainda defende que a preferência pela liquidez dos bancos pode ser entendida de duas maneiras. A primeira é análoga à preferência pela liquidez das famílias, ou seja, os bancos, a depender do grau de incerteza, podem escolher fazer empréstimos ou aplicar os recursos em papéis de alta liquidez, a exemplo dos títulos públicos. A segunda maneira está relacionada ao espírito animal (*animal spirits*) dos empreendedores bancários, isto é, a disposição dos banqueiros em empreender em ambientes de incerteza.

Ainda segundo Lavoie (2014) e Quaresma, Alencar e Andrade (2019), a preferência pela liquidez dos bancos pode ser usada para medir a disposição destas firmas bancárias em estender o crédito a mutuários potenciais, representando assim a confiança que os bancos têm sobre o futuro incerto. A preferência pela liquidez dos bancos está diretamente relacionada ao conceito de racionalização de crédito. Para Lavoie (2014), esse conceito surge a partir da decisão dos bancos de aumentar a preferência pela liquidez, ou seja, quando os bancos decidem aumentar a preferência pela liquidez, eles estão automaticamente reduzindo o volume de recursos a serem disponibilizados no mercado de crédito para atender a demanda das famílias e empresas, ao passo que quando as firmas bancárias reduzem sua preferência pela liquidez, elas estão aumentando os recursos disponíveis ao mercado e, consequentemente, aumentando a concessão de empréstimos.

Portanto, a Preferência pela Liquidez dos bancos analisada na perspectiva Pós Keynesiana reflete o apetite dos bancos em conceder crédito para o mercado demandante. Vale destacar, contudo, que esse movimento também traz riscos, pois, ao aumentarem expressivamente a oferta de crédito, os bancos podem provocar instabilidade no sistema financeiro. A fim de mitigar esses riscos, o Comitê da Basiléia introduziu no sistema financeiro normas relacionadas à manutenção de coeficientes de capital para fazer frente a esses riscos. Analisar o processo de criação e desenvolvimento dessa regulação por parte da Autoridades Monetária no Brasil frente ao Risco Sistêmico, bem como a evolução do volume de crédito bancário concedidos pelos Bancos Públicos Estaduais, será objeto da subseção a seguir.

## A IMPLEMENTAÇÃO DE BASILÉIA III NO BRASIL E A EVOLUÇÃO DE CRÉDITO NOS BANCOS PÚBLICOS ESTADUAIS

O Acordo de Basiléia III foi adotado através do Comunicado do Banco Central do Brasil (BC) n. 20.615 de 17 de fevereiro de 2011. De acordo com este comunicado, o BC decidiu divulgar as principais definições preliminares relativas ao capital e a liquidez de instituições financeiras a serem consideradas no aprimoramento da regulamentação prudencial no Sistema Financeiro Nacional (BRASIL, 2019).

Essa regulamentação representa um avanço nas políticas micro e macro prudenciais adotadas pelo BC do Brasil. Para tanto, faz-se necessário distinguir tais políticas conceitualmente: a política microprudencial tem como foco o banco individual, que por meio de medidas regulatórias procura garantir a solvência de cada

banco individualmente; já as políticas macroprudenciais, trazem uma visão sistêmica para a regulação bancária prudencial (ROMANTINE, 2012), ou seja, compreende o setor bancário como um todo.

A resolução nº 20.615/2011, traz entre suas principais normativas a nova definição de capital, ou seja, o Patrimônio de Referência (PR), que permanecerá composto de Nível I e Nível II. O primeiro passará a ser composto de duas parcelas, sendo o Capital Principal (*Common Equity Tier* 1) e o Capital Adicional (*Additional Tier* 1), este constituído de elementos que demonstrem capacidade efetiva de absorver perdas durante o funcionamento da instituição financeira. O Nível II será constituído de elementos capazes de absorver perdas em caso de ser constatada a inviabilidade do funcionamento da instituição.

Outra definição é quanto ao Risco de Crédito da contraparte, em que estão previstas modificações nos requerimentos de capital para risco de crédito de contraparte, tanto para a abordagem padronizada quanto para as abordagens baseadas em classificações interna de risco (IRB), de forma a garantir a inclusão dos riscos relevantes na estrutura de capital. Em particular, o tratamento proposto para o ajuste de avaliação do crédito - *Credit Valuation Adjustment* (CVA) deverá ser adaptado, mediante a manutenção da decisão de não utilizar classificações realizadas por agências externas de classificação de risco de crédito, para apuração do Patrimônio de Referência Exigido (PRE).

O Índice de Alavancagem é mais uma importante definição implementada pelo BC que a manteve como medida complementar de capital em conformidade com a recomendação de Basiléia III. Este índice é apurado pela divisão do valor do Nível I do PR pelo valor da exposição total. No cálculo da exposição total, prevê-se a utilização de informações contábeis líquidas de provisões, sem a dedução de nenhum tipo de mitigador de risco de crédito ou de depósitos.

Uma outra inovação consolidada pela resolução nº 20.615, foi a introdução como medida de liquidez de curto prazo o *Liquidy Coverage Ratio* (LCR), o qual tem por objetivo garantir que as instituições disponham de recursos de alta liquidez para resistir a um cenário de estresse financeiro agudo com duração de um mês. Esse índice é apurado através da fórmula:

LCR= Estoque de ativos de alta liquidez/ Saídas líquidas no prazo de até 30 dias.

Como medida de liquidez de longo prazo foi estabelecido o *Net Stable Funding Ratio* (NSFR), o qual busca incentivar as instituições a financiarem suas atividades com fontes mais estáveis de captação. Esse índice é calculado através da seguinte fórmula:

NSFR: Total de captações estáveis disponíveis/ Total de captações estáveis necessárias.

Essas proposições adotadas pelo BC, em conformidade ao proposto pelo BCBS, representam um avanço nas medidas de regulação macroprudencial no Brasil, principalmente em relação a implementação do Índice de Alavancagem em percentual de 3% de exigência de capital em relação ao risco total.

O comunicado nº 20.615/2011 do BC normatizou os parâmetros mínimos de capital que as Instituições do Sistema Financeiro Nacional deveriam cumprir, bem como estabeleceu o período de janeiro de 2013 para sua efetiva implementação, em conformidade ao prazo indicado no cronograma proposto pelo BCBS. Portanto, a implementação de Basiléia III no Brasil segue um processo de adequação de capital que foi implementado a partir de 2013 com exigência de 11% de PR, chegando a 2019 com 10,5% conforme evidenciado no cronograma de implantação de Basiléia III no Brasil.

**Tabela 1.** Cronograma de Implantação de Basiléia III No Brasil. (Parâmetros Mínimos para o Capital Regulamentar - Basiléia III).

| **Parâmetro dividido por RWA** | **2013** | **2014** | **2015** | **2016** | **2017** | **2018** | **2019** |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | **F = 0,11** | **F = 0,11** | **F = 0,11** | **F = ,098** | **F= 0,092** | **F= 0,086** | **F= 0,08** |
| Capital principal | 4,50% | 4,50% | 4,50% | 4,50% | 4,50% | 4,50% | 4,50% |
| Nível I | 5,50% | 5,50% | 6,00% | 6,00% | 6,00% | 6,00% | 6,00% |
| PR | 11,00% | 11,00% | 11,00% | 9,88% | 9,25% | 8,63% | 8,00% |
| Capital de Conservação | - | - | - | 0,63% | 1,25% | 1,88% | 2,50% |
| PR + Capital de conservação | 11% | 11% | 11% | 10,5% | 10,5% | 10,5% | 10,5% |
| Capital Contracíclico | - | 0,625% | 1,25% | 18.75 | 2,5% | 2,5% | 2,5% |

Nota: RWA: (Risk-Weighted Assets- Ativos Ponderados pelo Risco)

Fonte: Banco Central do Brasil,

A partir da análise do cronograma de implantação de Basiléia III no Brasil, observa-se que o BC estabeleceu critérios mais rigorosos de disponibilidade de capital do que o estabelecido pelo Comitê da Basiléia. De acordo com a Resolução nº 4193 do BC de 01 de março de 2013, o fator F, que representa o requerimento mínimo de PR, será aplicado ao RWA. A relação entre os requerimentos de capital e o volume de crédito concedido pelos bancos públicos estaduais brasileiros será tratado a seguir.

## LIMITES DE COEFICIENTES DE CAPITAL - BASILÉIA III E CONCESSÃO DE CRÉDITO NOS BANCOS PÚBLICOS ESTADUAIS NO BRASIL

O Acordo de Basiléia tem sua principal fundamentação na implementação de Coeficientes de Capital para fazer frente aos riscos assumidos pelos bancos. É natural que os Bancos Centrais se preocupem com a observação desses percentuais, tendo em vista o Risco Sistêmico no setor bancário que pode se espalhar para a economia. Entre esses riscos pode-se citar os riscos sobre o produto, que pode acarretar elevados níveis de desemprego como evidenciado na Crise do Subprime.

Contudo, com a implementação do Acordo, também observa-se que existem desvantagens associadas a manutenção de capital para cobrir perdas, dentre elas pode-se destacar as relacionadas ao volume de crédito que, em teoria, tende a ser reduzido, uma vez que os bancos ao cumprirem os requisitos de capital, estão direcionando menos recursos para empréstimos. Isso em tese, provoca aumento de taxas de juros das operações de crédito e redução do volume de liberações de recursos por parte das empresas e pessoas físicas.

O crédito no Brasil foi utilizado nos últimos anos como um mecanismo de política econômica, objetivando contribuir com o desenvolvimento econômico do país. O período de 2003 a 2008 apresentara ciclo de crescimento bastante expressivo no volume de crédito liberado. Neste trabalho, será analisado a evolução do crédito no período de 2010 a 2018, dos cinco BPEB que são: Banco do Estado do Pará S.A (Banpará), Banco do Estado do Rio Grande do Sul S.A (Banrisul), Banco do Estado do Espírito Santo S.A (Banestes), Banco de Brasília S.A (BRB) e Banco do Estado de Sergipe S.A (Banese).

A análise do volume de crédito dos BPEB, representada no gráfico 1 – Volume de Crédito, mostra que todos os bancos apresentaram evolução significativa no período analisado. Nesse ínterim, o Banpará apresentou a maior evolução em sua carteira de crédito (545%), saindo de uma carteira de crédito de R$ 712 milhões no final de 2010 para um saldo de R$ 4,6 bilhões no final do terceiro trimestre de 2018. Seguido pelo Banese (162%), que saiu de uma carteira de crédito de R$ 911 milhões em 2010 para R$ 2,4 bilhões em setembro de 2018. O Banrisul apresentou crescimento de 154% neste mesmo período, saindo de uma carteira de crédito de R$ 12 bilhões para R$ 31 bilhões. Já o BRB, com crescimento de 148%, saiu de uma carteira de crédito de R$ 3 bilhões em 2010 para 8 bilhões no final de 2018. Por fim, o Banestes, que apresentou a menor variação nesta mesma base de comparação (20%), saindo de uma carteira de crédito de R$ 3,4 bilhões em 2010 para R$ 4,4 bilhões ao final de 2018. O Gráfico 1, que mostra o volume de crédito nos BPEB.

Outro aspecto analisado neste trabalho foi o Índice de Basiléia (IB) dos BPEB. Esse indicador é uma medida do Coeficiente de Capital dos bancos, resultado do PR dos bancos divididos por seus RWA. Em atendimento ao Acordo de Basiléia III, esses percentuais deveriam ser atendidos no Brasil da seguinte forma: a) na implementação de Basiléia III em 2010 os bancos brasileiros, a partir de 2013, deveriam ter requisitos mínimos de capital de 11% b) esse Índice em 2019 deveria ser de 10,5%. A evolução do IB dos BPEB pode ser visualizada no Gráfico 2.

Ao se analisar o volume de crédito e o IB dos BPEB, observa-se que o Banpará foi o banco que apresentou a maior variação de crescimento de crédito ao longo do período analisado 2010 a 2018 (545%), pois possuía um IB em 2010 de 22,5% e apresentou em 2018 24,9%. O Banese, que apresentou a segunda maior evolução na carteira de crédito (162%), apresentava IB de 12,9% em 2010 e aumentou para 14,6% no terceiro trimestre de 2018. Enquanto isso, o Banco Banrisul, que cresceu 154% no período abordado neste trabalho, apresentava IB de 16,5% em 2010 e passou a apresentar 15,9% em 2018. Por fim, o banco Banestes apresentava IB de 15,2% em 2010 e passou a apresentar 16,6% em 2018; já o banco BRB, que cresceu 148% nos últimos 8 anos, apresentava IB de 15,6% em 2010 e aumentou para 16,7% em 2018.

A análise conjunta da evolução do crédito dos BPEB no período de 2010 a 2018 se comparado a evolução do IB desses bancos, não apresenta clara evidência de que o Acordo de Basiléia III limitou a concessão de crédito dos Bancos Públicos Estaduais já que todos apresentaram evolução no período da análise e seus IBs não se deterioraram. Uma possível explicação para este fato está relacionada a Teoria dos Fundos

próprios dos Pós Keynesianos, que poderia explicar o fato de que os bancos através do aumento de suas receitas têm aumentado suas disponibilidades financeiras, que tem proporcionado aumento de recursos a serem disponibilizados para o público. Assim, a análise da evolução do volume de crédito dos BPEB em relação a seus IBs indica que esta relação não estava provocando impacto restritivo no volume de crédito desses bancos. Contudo, faz-se necessário a comprovação dessa inferência mediante elaboração de análise econométrica a seguir.

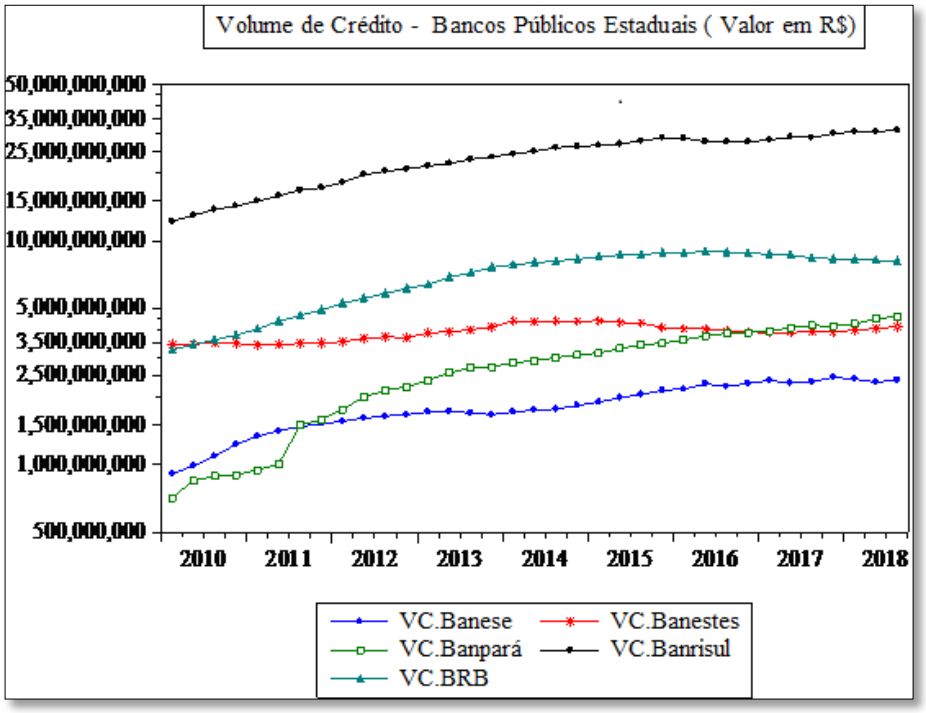



**Gráfico 1.** Volume de Crédito.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de pesquisa, 2019.

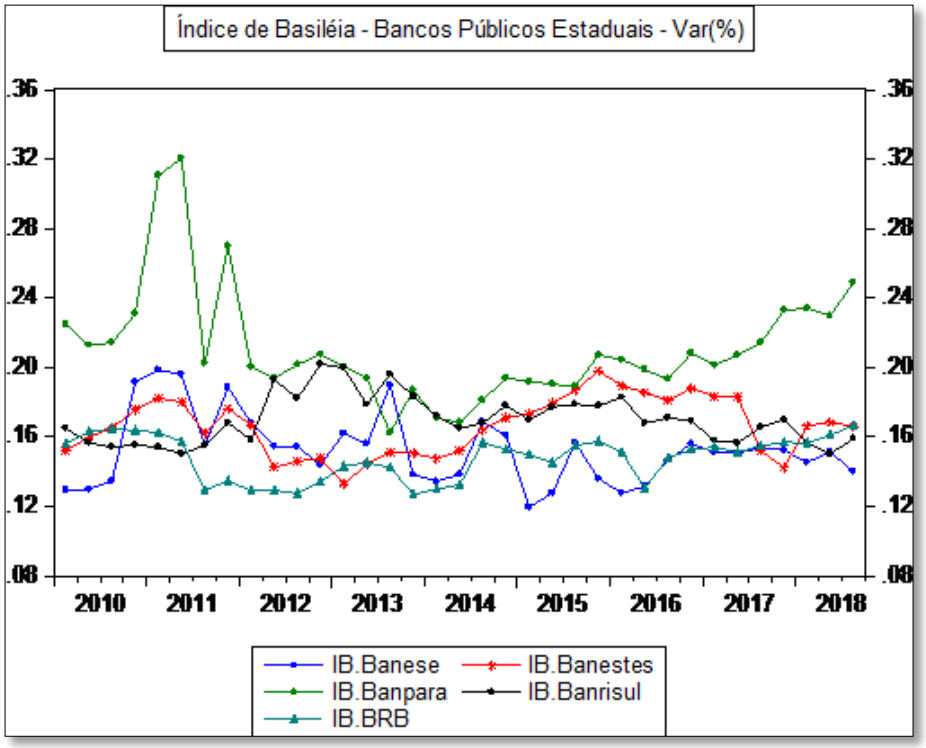



**Gráfico 2.** Índice Basiléia.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de pesquisa, 2019.

## ANÁLISE ECONOMÉTRICA

A análise preliminar realizadas com os dados de Volume de Crédito e o Índice de Basiléia dos BPEB no período de 2010 a 2018 mostrou que não existe evidência clara de que a implantação de Basiléia III provocou impacto restritivo no Volume de Crédito desses Bancos. A título de comprovação das inferências levantadas, estimou-se uma regressão com a variável Volume de Crédito Total dos Bancos Públicos Estaduais (VC TOTAL) como variável dependente e as demais variáveis: Índice de Basiléia (IB), Índice de Atividade Econômica do Bancos Central (IBC-BR), a Taxa de Juros SELIC e o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) como variáveis explicativas.

A escolha das variáveis teve como base o trabalho de Blum e Nakane (2005, p. 15), que desenvolveram um estudo com 133 bancos nacionais para analisar a incidência, em operações de crédito, de "custos de regulação", negativamente relacionados aos níveis de capital de um banco. Os autores, apresentam um modelo econométrico por meio do método dos momentos generalizado de oferta de crédito, que tem como variável dependente os créditos livres e como variáveis explicativas: as taxas de retorno das operações de crédito e da carteira de renda fixa; o índice de Basiléia; além das variáveis macroeconômicas (PIB, SELIC, Câmbio e IPCA). Nesse estudo os autores mostraram que existe uma relação positiva entre índice de Basiléia e oferta de crédito, acentuada em bancos desenquadrados.

Dessa forma, segue a análise das variáveis utilizadas no modelo.

## VARIÁVEIS DO MODELO

Os dados das variáveis que compõe a análise econométrica apresentadas neste trabalho foram coletados junto a fontes secundárias, como os Relatórios Trimestrais e informações divulgados nos sites dos BPEB, da Comissão de Valores Mobiliários – CVM, dados de crédito da Estatística Bancária – ESTBAN, de Atividade Econômica IBC-Br e Histórico da Taxa SELIC do BC e informações sobre o IPCA coletadas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período de março de 2004 a setembro de 2018. Os dados das variáveis possuem periodicidade trimestral e formam uma população de 59 observações.

A Figura 1, mostra o comportamento das variáveis IB e SELIC no período de março de 2004 a setembro de 2018.

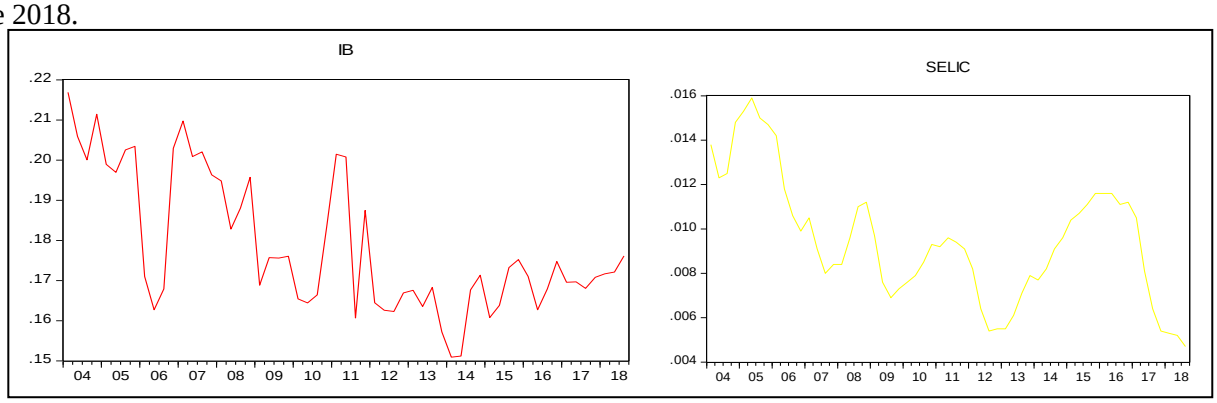



**Figura 1.** Evolução do Indice de Basileia e da Taxa de Juros – SELIC.
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Os dados apresentados na Figura 1, mostram que em março de 2004, o IB dos BPEB apresentava um percentual 21,68%, no final de 2013 este percentual foi reduzido para 15,72% e em setembro de 2018, este índice apresentou 17,61%. Já a variável SELIC apresentou 1,38% a.m em março de 2004, atingindo seu máximo em junho de 2005 (1,59% a.m). Após esse período, a evolução dessa taxa apresenta tendência de queda até setembro de 2012, quando atinge 0,54%a.m. Após esse período a taxa volta a subir até atingir em setembro de 2015 o percentual de 1,16% a.m e novamente apresenta tendência de queda até atingir 0,47%a.m em setembro de 2018.

Na Figura 2 acima, a evolução dos dados apresentados mostra que a variável IPCA apresentou em março de 2004 uma variação de 0,5% a.m. Esse indicador também registrou em junho de 2006 e junho de 2017 uma variação de -0,21% a.m e -0,23% a.m, respectivamente. Também é possível verificar na figura que as maiores variações positivas do índice ocorreram em março de 2015, apresentando 1,32% a.m e em junho de 2018, 1,26% a.m.

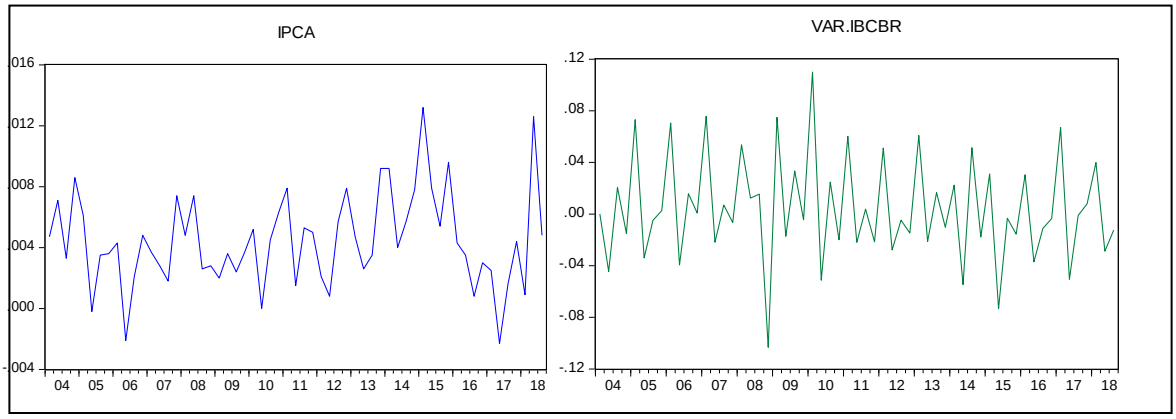



**Figura 2.** Evolução do Índice de Preço ao Consumidor Amplo e a Variação do IBC-BR
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Ainda na Figura 2 é possível verificar a variação do índice IBC-BR, que em dezembro de 2008, apresentou -10,33%, sua menor variação para o período. Também pode ser observado que a sua maior variação ocorreu em março de 2010, quando o índice alcançou aumento de 10,99%.

## ESTATÍSTICA DESCRITIVA, ESTACIONARIEDADE E O TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

A estatística descritiva das variáveis que compõem o modelo comporta-se conforme Tabela 2.

**Tabela 2.** Estatística Descritiva das Variáveis.

| **Variáveis** | **VCTOTAL[1]** | **IB** | **SELIC** | **IPCA** | **Δ IBCBR** |
|---|---|---|---|---|---|
| Média: | 27772.25 | 0.178624 | 0.009503 | 0.004439 | 0.004065 |
| Mediana | 26107.00 | 0.171660 | 0.009300 | 0.004300 | (0.003237) |
| Máximo | 50277.00 | 0.216880 | 0.015900 | 0.013200 | 0.109959 |
| Mínimo: | 6193.00 | 0.150900 | 0.004700 | (0.002300) | (0.103318) |
| Desvio Padrão | 15743.04 | 0.016962 | 0.002801 | 0.003093 | 0.040658 |
| Número de Observações | 59 | 59 | 59 | 59 | 59 |

Nota: 1- Valor do Volume de Crédito dos Bancos Públicos Estaduais (milhões). 2- Números entre () – negativos.
Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa, 2019.

Antes de estimarmos uma regressão para identificar o impacto da implementação dos coeficientes de capital no VC TOTAL dos BPEB, existe a necessidade de se verificar a estacionariedade das variáveis: IB, VC TOTAL, IBC-BR, SELIC, IPCA.

De acordo com Gujaraty (2011), pode-se representar o processo de estacionariedade fraca como:

Média: $E(Y_t) = \mu$
Variância: $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
Covariância: $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+K} - \mu)]$

Em que $\gamma_k$ , a covariância (ou autovariância) na defasagem *k*, é a covariância entre os valores de $Y_t$ e $Y_{t+k}$ , isto é, entre dois valores de *Y* separados por *k*. Se $k = 0$, obtem-se $\gamma_0$, que é simplesmente variância de *Y* ( $= \sigma^2$ ); se $k = 1$, $\gamma_1$ é a covariância entre os dois valores adjacentes de *Y*.

Para verificar a estacionariedade das séries, utilizou-se o teste Dickey Fulley Aumentado (ADF) para verificar a existência de raiz unitária. De acordo com Gujarati (2011), se o valor absoluto computado da estatística *tau* ($\tau$) exceder o valor crítico nas estatísticas *tau* Dickey-Fuller e MacKinnon, rejeita-se a hipótese de que $\delta = 0$, e, nesse caso, a série temporal será estacionária. Por outro lado, se o valor absoluto calculado ($\tau$) não exceder o valor crítico de *tau*, não é possível rejeitar a hipótese nula, o que quer dizer que a série temporal será não estacionária.

Para Gujarati (2011), o Teste ADF desenvolvido por Dickey e Fulley (1981) tem como base a expressão: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$

Em que $\varepsilon_t$ é um termo de erro de ruído branco puro e $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ é o intercepto; e $\Delta$ é o operador diferença. A hipótese nula é de que $\delta = 0$, ou seja, de que a série possui raiz

unitária, logo não estacionária. A hipótese alternativa é de que δ < 1, que indica que não possui raiz unitária, portanto estacionária.

A Tabela 3 mostra o resultado do Teste de Raiz Unitária: ADF com utilização do Software Eviews 8 para as variáveis: IB, SELIC, Var IBC-BR, IPCA e VC Total.

**Tabela 3.** Teste de Raiz Unitária Dickey Fulley Aumentado.

| Variável | T statistic | Constante | Tendência | Test Critical Values |
|---|---|---|---|---|
| IB | (– 3,45)** | SIM | NÃO | 10% ( -2,59); 5% ( -2,91); 1% (-3,54) |
| VC TOTAL | (–0,32) | SIM | NÃO | 10% (-2,59); 5% ( -2,91); 1% (-3,55) |
| Var IBC-BR | (- 3,33)** | SIM | NÃO | 10% (-2,59); 5% (-2,91); 1% (-3,54) |
| IPCA | (-5,96) *** | SIM | NÃO | 10% ( -2,59); 5% ( -2,91); 1%(-3,54) |
| SELIC | (-1,94) | SIM | SIM | 10% ( -2,59); 5% ( -2,91); 1%(-3,54) |
| D(IB) | (-8,63)*** | SIM | SIM | 10% ( -3,17); 5% ( -3,49); 1%(-4,12) |
| D(VC TOTAL) | (-4,49)*** | SIM | SIM | 10% ( -3,17); 5% ( -3,49); 1%(-4,12) |
| D(Var IBC-BR) | (-3,54)** | SIM | SIM | 10% ( -3,17); 5% ( -3,49); 1%(-4,12) |
| D(IPCA) | (-7,50)*** | SIM | SIM | 10% ( -3,17); 5% ( -3,49); 1%(-4,12) |
| D(SELIC) | (-4,34)*** | SIM | SIM | 10% ( -3,17); 5% ( -3,49); 1%(-4,12) |

(D) indica a primeira diferença das variáveis

( * ; ** e ***) indica significância aos níveis de 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa, 2019.

Portanto neste caso, o resultado demonstrou que o teste para as variáveis VC TOTAL e SELIC, em nível, não foi significativo já que o T calculado foi menor que a estatística do teste para essas variáveis, apresentando raiz unitária e trata-se de séries não estacionária. As séries IB e Var IBC-BR e a IPCA, em nível, foram significativas a 5% e 10%, respectivamente. Já em primeira diferença, todas as variáveis foram significativas ao nível de 1% (IB, VC TOTAL, IPCA e SELIC) e de 5% (Var IBC-BR).

MODELO ECONOMÉTRICO

Após se verificar que as séries são estacionárias em primeira diferença, pode-se estimar um modelo econométrico com a finalidade de identificar a relação entre as variáveis IB com o VC TOTAL e com as variáveis macroeconômicas (IBC-BR, SELIC, IPCA).

**Modelo 1**

Com o objetivo de responder a questão norteadora deste trabalho, estimou-se uma regressão com a variável VC TOTAL como variável dependente e as demais variáveis: IB, IBC-BR, SELIC e o IPCA como variáveis explicativas. Isso ocasionou a formulação do modelo 1 aqui proposto, que estabelece:

$$\boldsymbol{VC\ TOTAL}: \boldsymbol{\beta_0} + \boldsymbol{\beta_1 IB_{t-1}} + \boldsymbol{\beta_2 IPCA_{t-1}} + \boldsymbol{\beta_3 SELIC_{t-1}} + \boldsymbol{\beta_4 \Delta IBC - BR_{t-1}} + \cdots + \boldsymbol{VC\ TOTAL_{t-1}} + \boldsymbol{\theta \varepsilon_{t-1}} + \boldsymbol{\varepsilon_t} \quad (1)$$

Onde:

$\boldsymbol{VC\ TOTAL}$: Volume de Crédito Total dos Bancos Públicos Estaduais

$\boldsymbol{IB_{t-1}}$: Índice de Basiléia médio dos Bancos dos Públicos estaduais em 1ª diferença

$\boldsymbol{IPCA_{t-1}}$: Variável IPCA em 1ª diferença

$\boldsymbol{SELIC_{t-1}}$: Variável Taxa de Juros Selic em 1ª diferença

$\boldsymbol{\Delta IBC - BR_{t-1}}$: Variação do Índice IBC-BR em 1ª diferença

$\boldsymbol{VC\ TOTAL_{t-1}}$: Volume de Crédito Total dos BPEB em 1ª diferença

$\boldsymbol{\theta \varepsilon_{t-1}}$: Vetor de Média Móvel

$\boldsymbol{\varepsilon_t}$ : Termo aleatório

$\boldsymbol{\beta_0; \beta_1; \beta_2 ; \beta_3; \beta_4}$ : Constantes

A Tabela 4 apresenta os resultados do Modelo 1 gerados mediante regressão utilizando o MQO.

**Tabela 4.** Resultados da Estimação dos Parâmetros do Modelo 1.

| **Variável Dependente: VC total** / **Variáveis Explicativas** | **Coeficiente** | **Erro Padrão** | **Estatística t** | **Probabilidade** |
|---|---|---|---|---|
| C | 9890,38 | 3163,42 | 3,126 | (0,002) |
| IB(-1) | -44514,7 | 17667,29 | -2.519 | (0,015) |
| IPCA(-1) | 37804,67 | 25208,64 | 1,499 | (0,140) |
| SELIC (-1) | -44597,76 | 45189,33 | -0,986 | (0,328) |
| Δ IBC-BR(-1) | -79.374 | 1631,18 | -0,048 | (0,961) |
| VC TOTAL(-1) | 0,966 | 0,011 | 86,284 | (0,000) |
| MA(1) | 0,188 | 0,142 | 1,320 | (0,192) |

R2: 0,99 R2 AJUSTADO: 0,99; Durbin Watson: 1,98; Estatística F: 7.167 (0.00); Teste Breusch-Godfrey de Autocorrelação r=3: 0.3188 (0.8117); Teste BPG de Heterocedasticidade: 0.3213 (0.8979).

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa, 2019.

Conforme demonstrado pelo resultado do modelo 1, a variável Índice de Basiléia dos Bancos Públicos Estaduais (IB) em primeira diferença foi significativa a 5%. Dessa forma, pode-se afirmar que seus resultados (coeficientes) podem ser utilizados para mensurar a relação dessa variável com a variável dependente Volume de Crédito dos Bancos Públicos Estaduais (VC TOTAL). Mostra ainda que a variável dependente VC TOTAL é negativamente relacionada com a variável IB em primeira diferença. Os resultados da regressão para as variáveis IPCA e SELIC e Δ IBC-BR não foram significativos. Foram realizados também os testes de Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test e Heteroskedasticity Test: Breusch Pagan, para identificar a presença de autocorrelação e heterocedasticidade, respectivamente, demonstrando que o modelo não apresenta tais problemas. Os resultados dos testes constam nos apêndices.

**Modelo 2**

Estimado o modelo 1 existe a necessidade de se verificar se após a implantação do Acordo de Basiléia III no Brasil se alterou a estrutura quanto ao volume de crédito dos BPEB. Para tanto, estimou-se uma nova regressão, conforme proposto por Hofman (2016), com a introdução de uma variável categórica (Dummy), o qual varia entre 0 e 1, em que 0 representa o período de março de 2004 a dezembro de 2012 (antes de Basiléia III) e 1 representa o período de março de 2013 a setembro de 2018 (após Basiléia III). Segue abaixo o modelo 2 proposto:

$$\boldsymbol{VC\ TOTAL}: \boldsymbol{\beta_0} + \boldsymbol{\beta_1 IB_{t-1}} + \boldsymbol{\beta_2 IPCA_{t-1}} + \boldsymbol{\beta_3 SELIC_{t-1}} + \boldsymbol{\beta_4 \Delta IBC - BR_{t-1}} + \cdots + \boldsymbol{VC\ TOTAL_{t-1}} + \boldsymbol{DUMMY} + \boldsymbol{\theta \varepsilon_{t-1}} + \boldsymbol{\varepsilon_t} \quad (2)$$

Onde:

$\boldsymbol{VC\ TOTAL}$ : Volume de Crédito Total dos Bancos Públicos Estaduais

$\boldsymbol{IB_{t-1}}$: Índice de Basiléia Médio dos Bancos dos Públicos Estaduais em 1ª diferença

$\boldsymbol{IPCA_{t-1}}$: Variável IPCA em 1ª diferença

$\boldsymbol{SELIC_{t-1}}$: Variável Taxa de Juros Selic em 1ª diferença

$\Delta\boldsymbol{IBC - BR_{t-1}}$: Variação do Índice IBC-BR em 1ª diferença

$\boldsymbol{VC\ TOTAL_{t-1}}$: Volume de Crédito Total dos BPEB em 1ª diferença

$\boldsymbol{\theta \varepsilon_{t-1}}$: Vetor de Média Móvel

$\boldsymbol{DUMMY}$: Variável binária (0,1) – em que 0 representa o período de março de 2004 a dezembro de 2012 e o 1 representa o período de março de 2013 a setembro de 2018.

$\boldsymbol{\varepsilon_t}$: Termo aleatório

$\boldsymbol{\beta_0}; \boldsymbol{\beta_1}; \boldsymbol{\beta_2}; \boldsymbol{\beta_3}; \boldsymbol{\beta_4}$ : Constantes

A Tabela 5 apresenta os resultados do Modelo 2 gerados mediante regressão utilizando o MQO. Conforme demonstrado pelo resultado desse modelo, a variável DUMMY apresentou coeficiente de 144,78 e não foi significativa estatisticamente para o modelo. Dessa forma, não se pode afirmar que a partir da implantação de Basiléia III no Brasil ocorreram variações significativas no volume de crédito dos Bancos Públicos Estaduais do Brasil no período de março de 2013 a setembro de 2018 em relação ao período de março de 2004 a dezembro de 2012, ou seja, não houve mudança estrutural entre a variável dependente e as variáveis explicativas do modelo.

Foram realizados os testes de Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test e Heteroskedasticity Test: Breusch Pagan, para identificar a presença de autocorrelação e heterocedasticidade, no modelo. Os resultados dos testes constam nos apêndices.

**Tabela 5.** Resultados da Estimação dos Parâmetros do Modelo 2.

| **Variável Dependente: VC TOTAL**<br>**Variáveis Explicativas** | **Coeficiente** | **Erro Padrão** | **T-Statístico** | **Probabilidade** |
|---|---|---|---|---|
| C | 10540,04 | 3800,95 | 2,772 | 0,007 |
| IB(-1) | -47587,6 | 20324,80 | -2,341 | 0,023 |
| IPCA(-1) | 37122,82 | 25521,94 | 1,454 | 0,152 |
| SELIC (-1) | -43792,19 | 45741,75 | -0,957 | 0,343 |
| Δ IBC-BR(-1) | -50.057 | 1645,79 | 0,030 | 0,975 |
| VC TOTAL(-1) | 0,960 | 0,022 | 43,612 | 0,000 |
| DUMMY | 144,78 | 459,31 | 0,315 | 0,753 |
| MA(1) | 0,190 | 0,144 | 1,323 | 0,191 |

R2: 0,99 R2 AJUSTADO: 0,99; DURBIN-WATSON: 1,98; ESTATÍSTICA F: 6032.56; Teste Breusch-Godfrey de Autocorrelação r=3: 0.3166 (0.8133); Teste BPG de Heterocedasticidade: 0.5121 (0.7963).

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa, 2019.

TESTE DE ESTABILIDADE ESTRUTURAL - TESTE DE CHOW:

Para comprovar essa hipótese de que não houve quebra estrutural entre a variável dependente (VC TOTAL) e as variáveis explanatórias (IB, SELIC, IPCA e Δ IBC-BR) realizou-se também o Teste de Estabilidade Estrutural conhecido como Teste de Chow.

Para Gujarati (2011), a mudança estrutural ocorre quando os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período, ou seja, considera-se que o intercepto e o coeficiente angular da regressão mudam se comparados em regressões de diferentes períodos. Para o autor esses são os pressupostos do Teste de Chow:

1. $u_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ e $u_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$. Isto quer dizer que, os termos de erro nas regressões dos subperíodos distribuem-se normalmente com a mesma variância (homocedástica) $\sigma^2$.
2. Os dois termos de erro, $u_{1t}$ e $u_{2t}$ têm distribuições independentes.

Ainda segundo Gujarati (2011), a ideia subjacente ao Teste de Chow é que se não há mudança estrutural, então SQRR e a SQRSR não devem ser estatisticamente diferentes.

**Tabela 6.** Teste de Chow para Variável VC TOTAL dos BPEB.

| Período do Teste: 1º trimestre de 2013 | | | |
|---|---|---|---|
| F- Statistic | 0.801 | Prob. F (7,43) | 0.590 |
| Log Likelihood Ratio | 6.991 | Prob. Chi-Square(7) | 0.429 |
| Wald Statistic | 6.589 | Prob. Chi-Square(7) | 0.472 |

Hipótese Nula: Não há quebra estrutural; Teste efetuado com auxílio do Software Eviews 8.

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa, 2019.

O resultado do Teste de Chow para verificar a hipótese de quebra estrutural a partir da implementação de Basiléia III no primeiro trimestre de 2013 no Brasil, confirmou o resultado já demonstrado no modelo 2 de que Basiléia III não impactou de forma restritiva o volume de crédito dos bancos Públicos Estaduais no Brasil. Também foram efetuados os Testes de Chow para os trimestres no período de junho de 2013 a dezembro de 2014, conforme apêndices. Os resultados dos testes mostraram que esses períodos também não apresentaram quebra estrutural.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho buscou contribuir para o debate recente e ainda insuficiente sobre o Acordo de Basiléia III e seus impactos na concessão de crédito dos BPEB no período de março de 2010 a setembro de 2018. Cabe, portanto, nestes comentários finais, retomar algumas das principais conclusões e colocar questões que ainda permanecem em aberto, haja vista que ele não tem a pretensão de considerar exaurido os temas

apresentados. Para alcançar o objetivo proposto, que é mostrar se a implantação do Acordo de Basiléia III impactou de forma restritiva a carteira de crédito dos BPEB, estimou-se um modelo econométrico (modelo 1) desde março de 2004 até setembro de 2018 com a variável VC TOTAL como variável dependente e as demais variáveis como explicativas: IB, IBC-BR, SELIC e IPCA. Os resultados do modelo mostram que a variável dependente VC TOTAL é negativamente relacionada com a variável IB em primeira diferença. Os resultados da regressão para as variáveis IPCA e SELIC e Δ IBC-BR não foram significativos.

Após estimado o modelo 1 e para se verificar se após a implantação do Acordo de Basiléia III no Brasil foi alterada a estrutura quanto ao volume de crédito dos BPEB, estimou-se um novo modelo econométrico (modelo 2) com a introdução de uma variável categórica (Dummy), a qual varia entre 0 e 1, em que 0 representa o período de março de 2004 a dezembro de 2012 (antes de Basiléia III) e 1 representa o período de março de 2013 a setembro de 2018 (após Basileía III). O resultado do modelo 2 mostrou que a variável DUMMY apresentou coeficiente de 144,78 e não foi significativa estatisticamente para o modelo. Dessa forma, não se pode afirmar que a partir da implantação de Basiléia III no Brasil ocorreram variações significativas no volume de crédito dos BPEB no período de março de 2013 a setembro de 2018 em relação ao período de março de 2004 a dezembro de 2012, ou seja, não houve mudança estrutural entre a variável dependente e as variáveis explicativas. Esse resultado foi reafirmado pelo Teste de Chow, o qual mostrou que não houve quebra estrutural na relação entre o IB e o VC TOTAL dos BPEB.

Portanto, frente a relação estabelecida mediante implementação do Índice de Basiléia III e o volume de crédito dos BPEB, é possível afirmar que a partir de sua implantação não se evidencia impacto de forma restritiva na liberação de crédito dessas instituições, já que mesmo diante das incertezas recentes pela qual passou a economia brasileira, esses bancos públicos não têm racionalizado seus créditos e disponibilizados maiores volume de recursos para os agentes demandantes da economia.

Para desdobramentos futuros do tema proposto nesse trabalho, recomenda-se uma modelagem com a inserção de novas variáveis, a exemplo da Inadimplência e do Capital Próprio dos BPEB. Além disso, acredita-se ser necessário uma constante análise da relação do Índice de Basiléia III e o impacto na carteira de crédito dos BPEB considerando os novos cenários Pós-COVID-19 e seus desdobramentos para tomadas de decisões dos formuladores de políticas públicas.

## REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL-BCB. **Comunicado n° 20.615 de 17/2/2011**. Disponível: https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Comunicado&numero=20615> Acesso em: 22 de setembro de 2018.

_____. **Relatório de Estabilidade Financeira.** Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ref/201810> Acesso em: 15 de setembro de 2018, às 13:40h.

_____. **Comunicado 12.746, de 09/12/2004**. Brasília, DF. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Comunicado&numero=12746> Acesso em: 17 de setembro de 2018, às 16:40h.

BANCO DE BRASÍLIA S.A. -BRB. **Relações com Investidores.** Disponível em: <http://ri.brb.com.br/conteudo_pt.asp?idioma=0&tipo=56956&conta=28&id=255586> Acesso em: 17 de outubro de 2018, às 19:35h.

BANCO DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL - Banrisul. **Divulgação de Resultados.** Disponível em: <http://ri.banrisul.com.br/banrisul/web/conteudo_pt.asp?tipo=36949&id=0&idioma=0&conta=28&ano=2018> Acesso em: 19 de outubro de 2018, às 22:46h

BANCO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO – BANESTES S.A. **Relatório da Administração**. Disponível em: <https://www.banestes.com.br/ri/arquivos/informacoes/demoFinanceiras/2018_2S_01_relatorio.pdf> Acesso em: 19 de outubro de 2018 às 22:30h.> Acesso em: 17 de outubro de 2018, às 19:35h.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS- BIS. **History of the Basel Committee**. Disponível em: <https://www.bis.org/bcbs/history.htm> Acesso em: 03 de outubro de 2018, às 20:38h.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, (2010a), **Basel III**: A global regulatory framework for more resilient banks and banking system. Basel III document. Bank for International Settlements.

_____. 2010b. "**Basel III**: International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring." Disponível em: <http://www.bis.org/publ/bcbs188.pdf>. Acesso em: 27 novembro de 2018, às 20:07h.

BLUM, D.; NAKANE, M.I. O impacto de requerimentos de capital na oferta de crédito bancário no Brasil. **Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia**, 2005. Disponível em: https://www.researchgate.net/profile/Marcio-Nakane/publication/4904059_O_Impacto_De_Requerimentos_De_Capital_Na_Oferta_De_Credito_Bancario_No_Brasil/links/5413093a0cf2bb7347db1916/O-Impacto-De-Requerimentos-De-Capital-Na-Oferta-De-Credito-Bancario-No-Brasil.pdf. Acesso em 22-09-2018.

CARVALHO, F. J. C. Inovação Financeira e Regulação Prudencial: da Regulação de Liquidez aos Acordos da Basileia. In: SOBREIRA, R. (org.). **Regulação Financeira e Bancária.** São Paulo: Atlas, 2005.

_____. O retorno de Keynes. **Revista Novos Estudos**, São Paulo, n. 83, p. 91-101, mar. 2009. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/S0101-33002009000100006. Acesso em: 23 nov. 2018.

Comissão de Valores Mobiliários (CVM). **Consulta de Documentos de Companhias Abertas**. Jun. 2002. Disponível em: <https://cvmweb.cvm.gov.br/SWB/Sistemas/SCW/CPublica/CiaAb/FormBuscaCiaAb.aspx?TipoConsult=c>. Acesso em: 20 novembro de 2018.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica 5**. Porto Alegre: Amgh Editora, 2011. 924 p.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. rev. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. 17. ed. São Paulo: Editora Nova Cultural, [1936] 1996. 352p. (Os Economistas).

Instituto Brasileiro de Geografia e estatística - IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática**, 2019. [online] Disponível na internet via WWW URL: <SIDRAhttps://sidra.ibge.gov.br/home/ipca/brasil>. Acesso em:11 de dezembro 2018.

QUARESMA, H. S ; ALENCAR, D. A. ; ANDRADE, W. D. C. . Preferência pela Liquidez dos bancos no Brasil e Crise: uma análise dos determinantes da oferta de crédito. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 16, p. 75-96, 2019.

LAVOIE, M. **Post keynesian economics**: new foundations. Northampton: Edward Elgar Publishing Limited, 2014.

LEITE, V.; REIS, M. O Acordo de Capitais de Basileia III: Mais do mesmo? **Economia**, Brasília (DF), v. 14, n. 1A, p. 159-187, jan. 2013.

REIS, M**.** O acordo de Basileia III e a pró-ciclicidade da regulação financeira. **Nova econ**. [online]. 2015, vol.25, n.3, pp.691-716. ISSN 0103- 6351. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/2455>. Acesso em 22 set, 2018.

ROMANTINI, G. L. **Acordos de Basileia e bancos no Brasil.** 2012. 298 f. Tese (Doutorado em Ciências Economicas) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia, Campinas, SP, 2012.

## APÊNDICES

**Apêndice A.** Teste de Chow 2º Trimestre de 2013 para o Modelo 1.

Chow Breakpoint Test: 6/01/2013
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 9/01/2004 9/01/2018

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.900998 | Prob. F(7,43) | 0.5146 |
| Log likelihood ratio | 7.801344 | Prob. Chi-Square(7) | 0.3504 |
| Wald Statistic | 7.792319 | Prob. Chi-Square(7) | 0.3513 |

WARNING: the MA backcasts differ for the original and test equation. Unde the null hypothesis, the impact of this difference vanishes asymptotically.

**Apêndice B.** Teste de Chow 3º Trimestre de 2013 para o Modelo 1.

Chow Breakpoint Test: 9/01/2013
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 9/01/2004 9/01/2018

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.918291 | Prob. F(7,43) | 0.5019 |
| Log likelihood ratio | 7.941108 | Prob. Chi-Square(7) | 0.3378 |
| Wald Statistic | 7.727116 | Prob. Chi-Square(7) | 0.3573 |

WARNING: the MA backcasts differ for the original and test equation. Unde the null hypothesis, the impact of this difference vanishes asymptotically.

**Apêndice C.** Teste de Chow 4º Trimestre de 2013 para o Modelo 1.

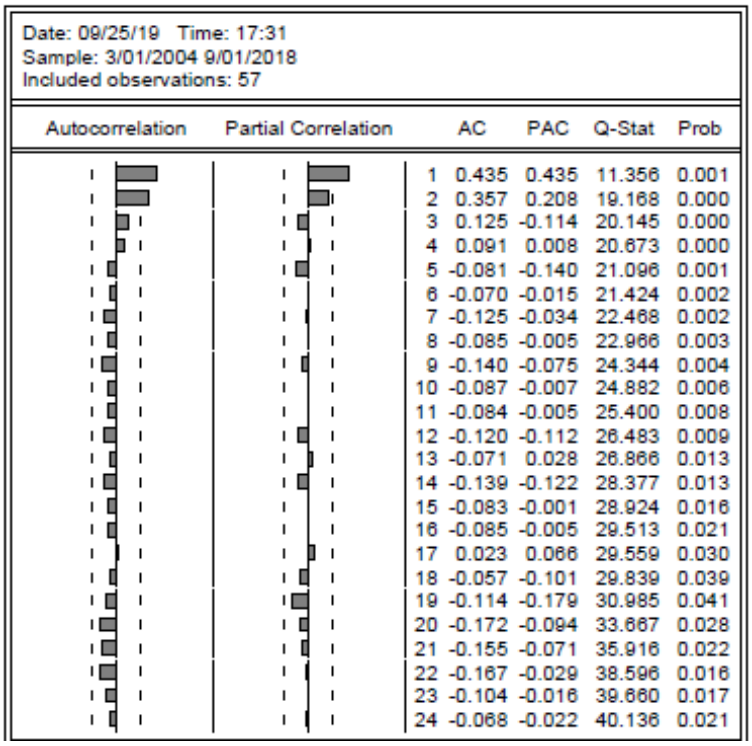
Chow Breakpoint Test: 12/01/2013
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 9/01/2004 9/01/2018

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.895704 | Prob. F(7,43) | 0.5185 |
| Log likelihood ratio | 7.758490 | Prob. Chi-Square(7) | 0.3544 |
| Wald Statistic | 7.536142 | Prob. Chi-Square(7) | 0.3753 |

WARNING: the MA backcasts differ for the original and test equation. Unde the null hypothesis, the impact of this difference vanishes asymptotically.

**Apêndice D.** Teste de Correlação Parcial – Modelo 1.

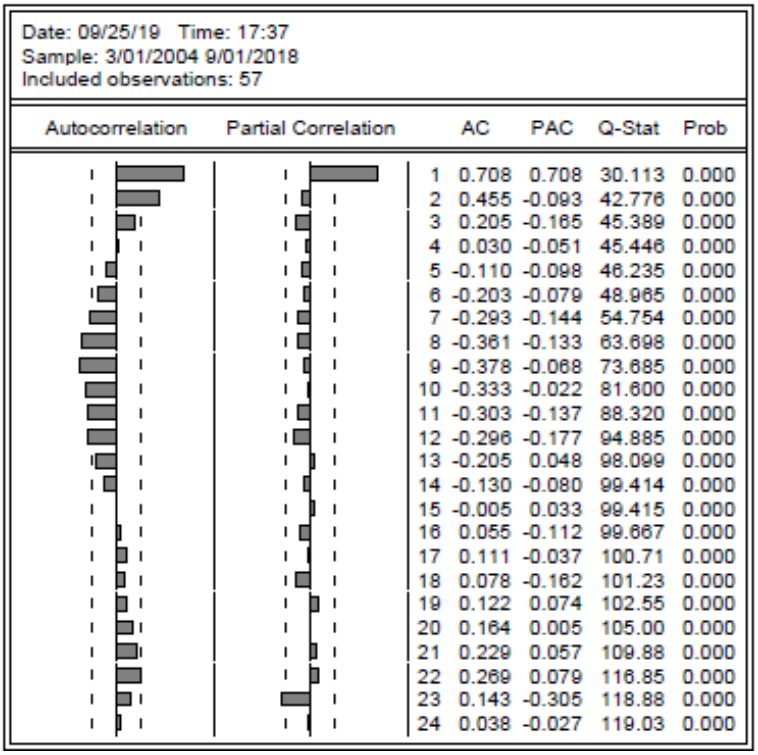


Date: 09/25/19 Time: 17:31
Sample: 3/01/2004 9/01/2018
Included observations: 57

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.435 | 0.435 | 11.356 | 0.001 |
| | | 2 | 0.357 | 0.208 | 19.168 | 0.000 |
| | | 3 | 0.125 | -0.114 | 20.145 | 0.000 |
| | | 4 | 0.091 | 0.008 | 20.673 | 0.000 |
| | | 5 | -0.081 | -0.140 | 21.096 | 0.001 |
| | | 6 | -0.070 | -0.015 | 21.424 | 0.002 |
| | | 7 | -0.125 | -0.034 | 22.468 | 0.002 |
| | | 8 | -0.085 | -0.005 | 22.966 | 0.003 |
| | | 9 | -0.140 | -0.075 | 24.344 | 0.004 |
| | | 10 | -0.087 | -0.007 | 24.882 | 0.006 |
| | | 11 | -0.084 | -0.005 | 25.400 | 0.008 |
| | | 12 | -0.120 | -0.112 | 26.483 | 0.009 |
| | | 13 | -0.071 | 0.028 | 26.866 | 0.013 |
| | | 14 | -0.139 | -0.122 | 28.377 | 0.013 |
| | | 15 | -0.083 | -0.001 | 28.924 | 0.016 |
| | | 16 | -0.085 | -0.005 | 29.513 | 0.021 |
| | | 17 | 0.023 | 0.066 | 29.559 | 0.030 |
| | | 18 | -0.057 | -0.101 | 29.839 | 0.039 |
| | | 19 | -0.114 | -0.179 | 30.985 | 0.041 |
| | | 20 | -0.172 | -0.094 | 33.667 | 0.028 |
| | | 21 | -0.155 | -0.071 | 35.916 | 0.022 |
| | | 22 | -0.167 | -0.029 | 38.596 | 0.016 |
| | | 23 | -0.104 | -0.016 | 39.660 | 0.017 |
| | | 24 | -0.068 | -0.022 | 40.136 | 0.021 |

O Teste de Correlação Parcial foi realizado antes da inclusão da variável defasada VC TOTAL e do Vetor de Média Móvel (MA) no modelo. Através do Teste se observa a presença de autocorrelação no modelo. Sendo corrigido posteriormente.

**Apêndice E.** Teste de Correlação Parcial – Modelo 2.



Date: 09/25/19 Time: 17:37
Sample: 3/01/2004 9/01/2018
Included observations: 57

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.708 | 0.708 | 30.113 | 0.000 |
| | | 2 | 0.455 | -0.093 | 42.776 | 0.000 |
| | | 3 | 0.205 | -0.165 | 45.389 | 0.000 |
| | | 4 | 0.030 | -0.051 | 45.446 | 0.000 |
| | | 5 | -0.110 | -0.098 | 46.235 | 0.000 |
| | | 6 | -0.203 | -0.079 | 48.965 | 0.000 |
| | | 7 | -0.293 | -0.144 | 54.754 | 0.000 |
| | | 8 | -0.361 | -0.133 | 63.698 | 0.000 |
| | | 9 | -0.378 | -0.068 | 73.685 | 0.000 |
| | | 10 | -0.333 | -0.022 | 81.600 | 0.000 |
| | | 11 | -0.303 | -0.137 | 88.320 | 0.000 |
| | | 12 | -0.296 | -0.177 | 94.885 | 0.000 |
| | | 13 | -0.205 | 0.048 | 98.099 | 0.000 |
| | | 14 | -0.130 | -0.080 | 99.414 | 0.000 |
| | | 15 | -0.005 | 0.033 | 99.415 | 0.000 |
| | | 16 | 0.055 | -0.112 | 99.667 | 0.000 |
| | | 17 | 0.111 | -0.037 | 100.71 | 0.000 |
| | | 18 | 0.078 | -0.162 | 101.23 | 0.000 |
| | | 19 | 0.122 | 0.074 | 102.55 | 0.000 |
| | | 20 | 0.164 | 0.005 | 105.00 | 0.000 |
| | | 21 | 0.229 | 0.057 | 109.88 | 0.000 |
| | | 22 | 0.269 | 0.079 | 116.85 | 0.000 |
| | | 23 | 0.143 | -0.305 | 118.88 | 0.000 |
| | | 24 | 0.038 | -0.027 | 119.03 | 0.000 |

O Teste de Correlação Parcial – FACP do Modelo 2 foi realizado antes da inclusão da variável defasada VC TOTAL e do Vetor de Média Móvel (MA) no modelo. Através do Teste observa-se a presença de autocorrelação no modelo. Sendo corrigido posteriormente.

**Apêndice F.** Teste de Heterocedasticidade – Modelo 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.321330 | Prob. F(5,51) | 0.8979 |
| Obs*R-squared | 1.740827 | Prob. Chi-Square(5) | 0.8837 |
| Scaled explained SS | 3.523905 | Prob. Chi-Square(5) | 0.6198 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/16/19 Time: 23:42
Sample: 9/01/2004 9/01/2018
Included observations: 57

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 2551095. | 3180237. | 0.802171 | 0.4262 |
| IB_1DF | -10783346 | 17820724 | -0.605101 | 0.5478 |
| IPCA(-1) | -19189320 | 28834799 | -0.665492 | 0.5087 |
| SELIC(-1) | -10130862 | 45663462 | -0.221859 | 0.8253 |
| VAR_IBCBR(-1) | 108073.4 | 2147847. | 0.050317 | 0.9601 |
| VC_TOTAL(-1) | -6.315447 | 11.25602 | -0.561073 | 0.5772 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.030541 | Mean dependent var | 273427.2 |
| Adjusted R-squared | -0.064504 | S.D. dependent var | 632760.2 |
| S.E. of regression | 652849.2 | Akaike info criterion | 29.71538 |
| Sum squared resid | 2.17E+13 | Schwarz criterion | 29.93044 |
| Log likelihood | -840.8883 | Hannan-Quinn criter. | 29.79896 |
| F-statistic | 0.321330 | Durbin-Watson stat | 2.109172 |
| Prob(F-statistic) | 0.897873 | | |

O resultado do teste Heteroskedasticity Test: Breusch Pagan do Modelo 1, mostra que a estatística do Teste F não é significativa a 10%, portanto não é possível rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade, ou seja, a variância do erro constante.

**Apêndice G.** Teste de Autocorrelação – Modelo 1.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.318810 | Prob. F(3,47) | 0.8117 |
| Obs*R-squared | 1.136742 | Prob. Chi-Square(3) | 0.7682 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/19 Time: 23:42
Sample: 9/01/2004 9/01/2018
Included observations: 57
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -236.9271 | 3460.392 | -0.068468 | 0.9457 |
| IB_1DF | 1471.293 | 19375.71 | 0.075935 | 0.9398 |
| IPCA(-1) | -3424.815 | 26551.27 | -0.128989 | 0.8979 |
| SELIC(-1) | -967.2573 | 47200.32 | -0.020493 | 0.9837 |
| VAR_IBCBR(-1) | 17.78606 | 1717.418 | 0.010356 | 0.9918 |
| VC_TOTAL(-1) | 5.32E-05 | 0.011720 | 0.004540 | 0.9964 |
| MA(1) | 2.629923 | 6.564331 | 0.400638 | 0.6905 |
| RESID(-1) | -2.626313 | 6.554769 | -0.400672 | 0.6905 |
| RESID(-2) | 0.511242 | 1.240182 | 0.412232 | 0.6820 |
| RESID(-3) | 0.037158 | 0.284965 | 0.130394 | 0.8968 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.019943 | Mean dependent var | 0.501749 |
| Adjusted R-squared | -0.167728 | S.D. dependent var | 527.5505 |
| S.E. of regression | 570.0787 | Akaike info criterion | 15.68740 |
| Sum squared resid | 15274519 | Schwarz criterion | 16.04583 |
| Log likelihood | -437.0909 | Hannan-Quinn criter. | 15.82670 |
| F-statistic | 0.106265 | Durbin-Watson stat | 1.936297 |
| Prob(F-statistic) | 0.999400 | | |

O resultado do teste Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test do Modelo 1, mostra que a estatística do Teste F não é significativa a 10%, o que mostra que não há evidência de autocorrelação positiva ou negativa.

**Apêndice H.** Teste de Heterocedasticidade – Modelo 2.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.512160 | Prob. F(6,50) | 0.7963 |
| Obs*R-squared | 3.300336 | Prob. Chi-Square(6) | 0.7703 |
| Scaled explained SS | 6.364432 | Prob. Chi-Square(6) | 0.3836 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/16/19 Time: 23:49
Sample: 9/01/2004 9/01/2018
Included observations: 57

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 3853.543 | 3816671. | 0.001010 | 0.9992 |
| IB 1DF | 1284038. | 20414338 | 0.062899 | 0.9501 |
| IPCA(-1) | -18123107 | 28614353 | -0.633357 | 0.5294 |
| SELIC(-1) | -12329485 | 45309732 | -0.272116 | 0.7867 |
| VAR IBCBR(-1) | 171273.7 | 2125659. | 0.080574 | 0.9361 |
| VC_TOTAL(-1) | 16.55257 | 22.32571 | 0.741413 | 0.4619 |
| DUMMY | -551280.2 | 465433.6 | -1.184444 | 0.2418 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.057901 | Mean dependent var | 272873.1 |
| Adjusted R-squared | -0.055151 | S.D. dependent var | 628924.8 |
| S.E. of regression | 646035.0 | Akaike info criterion | 29.70968 |
| Sum squared resid | 2.09E+13 | Schwarz criterion | 29.96058 |
| Log likelihood | -839.7259 | Hannan-Quinn criter. | 29.80719 |
| F-statistic | 0.512160 | Durbin-Watson stat | 2.168888 |
| Prob(F-statistic) | 0.796273 | | |

O resultado do teste Heteroskedasticity Test: Breusch Pagan do Modelo 2, mostra que a estatística do Teste F não é significativa a 10%, portanto não é possível rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade, ou seja, a variância do erro constante.

**Apêndice I.** Teste de Autocorrelação – Modelo 2.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.316606 | Prob. F(3,46) | 0.8133 |
| Obs*R-squared | 1.153095 | Prob. Chi-Square(3) | 0.7643 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/19 Time: 23:48
Sample: 9/01/2004 9/01/2018
Included observations: 57
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -304.5943 | 4121.542 | -0.073903 | 0.9414 |
| IB 1DF | 1776.928 | 22135.68 | 0.080274 | 0.9364 |
| IPCA(-1) | -3370.348 | 26855.13 | -0.125501 | 0.9007 |
| SELIC(-1) | -906.8003 | 47826.21 | -0.018960 | 0.9850 |
| VAR IBCBR(-1) | 18.17962 | 1733.041 | 0.010490 | 0.9917 |
| VC_TOTAL(-1) | 0.000754 | 0.023036 | 0.032725 | 0.9740 |
| DUMMY | -17.61454 | 477.0615 | -0.036923 | 0.9707 |
| MA(1) | 2.675395 | 6.838423 | 0.391230 | 0.6974 |
| RESID(-1) | -2.671899 | 6.828772 | -0.391271 | 0.6974 |
| RESID(-2) | 0.532326 | 1.308827 | 0.406720 | 0.6861 |
| RESID(-3) | 0.033608 | 0.299238 | 0.112312 | 0.9111 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.020230 | Mean dependent var | 0.467623 |
| Adjusted R-squared | -0.192764 | S.D. dependent var | 527.0158 |
| S.E. of regression | 575.5736 | Akaike info criterion | 15.72017 |
| Sum squared resid | 15239107 | Schwarz criterion | 16.11444 |
| Log likelihood | -437.0247 | Hannan-Quinn criter. | 15.87339 |
| F-statistic | 0.094978 | Durbin-Watson stat | 1.936192 |
| Prob(F-statistic) | 0.999811 | | |

O resultado do teste Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test do Modelo 2, mostra que a estatística do Teste F não é significativa a 10%, o que mostra que não há evidência de autocorrelação positiva ou negativa.