

Universidade de Évora - Instituto de Investigação e Formação Avançada
Universidade da Beira Interior - Faculdade de Ciências Sociais e
Humanas

Programa de Doutoramento em Economia

Tese de Doutoramento

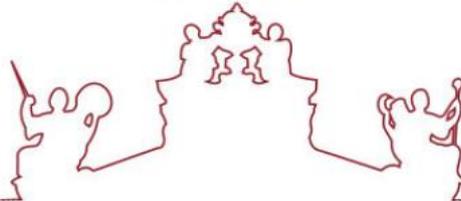
Ensaio sobre os efeitos dos títulos de dívida pública no setor
bancário em Cabo Verde

José Carlos Monteiro Teixeira

Orientador(es) | Carlos Manuel Vieira

Paulo Jorge Silveira Ferreira

Évora 2021



Universidade de Évora - Instituto de Investigação e Formação Avançada
Universidade da Beira Interior - Faculdade de Ciências Sociais e
Humanas

Programa de Doutoramento em Economia

Tese de Doutoramento

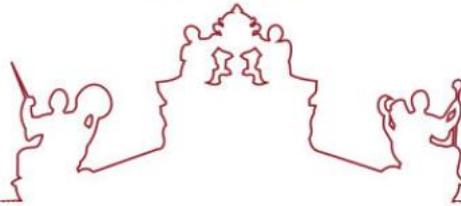
Ensaio sobre os efeitos dos títulos de dívida pública no setor
bancário em Cabo Verde

José Carlos Monteiro Teixeira

Orientador(es) | Carlos Manuel Vieira

Paulo Jorge Silveira Ferreira

Évora 2021



A tese de doutoramento foi objeto de apreciação e discussão pública pelo seguinte júri nomeado pelo Diretor do Instituto de Investigação e Formação Avançada:

Presidente | Jacinto António Setúbal Vidigal da Silva (Universidade de Évora)

Vogais | Andreia Teixeira Basílio (Universidade de Évora)

António Augusto da Ascensão Mendonça (Universidade de Lisboa – Instituto Superior de Economia e Gestão)

Jacinto António Setúbal Vidigal da Silva (Universidade de Évora)

Paulo Jorge Silveira Ferreira (Escola Superior Agrária de Elvas (ESAE/IPPortalegre)) (Orientador)

Rui Henrique Alves (Universidade do Porto – Faculdade de Economia)

Évora 2021

Agradecimentos

Agradeço a Deus por agraciar-me com vida e saúde para chegar a esta etapa da minha vida.

Aos meus orientadores, Professor Doutor Carlos Manuel Rodrigues Vieira e Professor Doutor Paulo Jorge Silveira Ferreira, expresso aqui os meus sinceros agradecimentos por terem aceitado de imediato o meu convite, pela paciência, disponibilidade e sábias orientações e conhecimentos transmitidos, mas acima de tudo pela compreensão e incentivos em momentos de dificuldades, o que me permitiu ultrapassar barreiras e concretizar este objetivo de vida.

À CAIXA Económica de Cabo Verde, um dos maiores bancos de Cabo Verde, por ter instituído o estatuto de Trabalhador Estudante, o que permite apoiar e incentivar a formação avançada dos seus quadros com subsídios à formação.

Ao Instituto de Investigação e Formação Avançada (IIFA) da Universidade de Évora e ao Centro de Estudos e Formação Avançada em Gestão e Economia (CEFAGE) pelo acolhimento e pela disponibilidade de recursos tecnológicos que permitissem a realização da investigação.

Agradecimento especial a falecida Dra. Amélia Figueiredo, ex-Diretora Financeira e Internacional do Banco Comercial do Atlântico, pelo apoio com os dados e pelas conversas sobre a temática. Agradeço igualmente ao Dr. Carlos Brugo, ex-Governador do Banco de Cabo Verde e antigo Ministro das Finanças e Planeamento de Cabo Verde pelas discussões e sugestões.

À minha família, a minha mulher Eunice Garcia e os meus filhos, Edgar, Ruben e Rodrigo, agradeço os apoios e sobretudo pela compreensão pelas minhas ausências. Agradeço ainda, o meu primo Carlos Semedo e ao meu amigo António Oliveira pela amizade, apoios e incentivos.

E, por fim, um agradecimento profundo a todos aqueles que aqui não foram citados, mas que contribuíram de alguma forma para a conclusão desta tese, familiares, colegas de trabalho e amigos, pelo carinho e compreensão demonstrado.

Ensaio sobre os efeitos dos títulos de dívida pública no setor bancário em Cabo Verde

Resumo

O rácio da dívida pública de Cabo Verde é um dos mais altos do mundo (132.32% do PIB em 2017) sendo que o setor bancário detém a maior parte da dívida interna, representada quase inteiramente por títulos de dívida pública. Por lei, os bancos são obrigados a manter um valor de pelo menos 5% das suas responsabilidades por depósitos, mas a exposição é habitualmente muito superior. O objetivo da tese é investigar o que motiva os bancos em Cabo Verde a deter grandes quantidades de títulos de dívida pública, e quais os efeitos que esses ativos podem ter na rentabilidade, risco de liquidez e estabilidade dos bancos. A tese, composta por três ensaios, aplica modelos de dados em painel a uma amostra de bancos no período de 2000 a 2017. O primeiro ensaio analisa os fatores determinantes da aplicação em títulos do tesouro pelos bancos. O segundo ensaio investiga os efeitos dos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade de ativos dos bancos. O terceiro ensaio analisa em que medida a exposição aos títulos de dívida pública afeta os indicadores de estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde. Os principais resultados sugerem que: (i) a adequação de capital e a taxa de juro real são determinantes para a percentagem de títulos de dívida pública na carteira de ativos dos bancos; (ii) a curto prazo, os títulos de dívida pública não têm impacto sobre a variação do risco de liquidez e sobre a rentabilidade de ativos dos bancos, mas a longo prazo apresentam um impacto positivo sobre a rentabilidade dos ativos; e, (iii) a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública não tem efeitos significativos sobre os indicadores de estabilidade financeira dos bancos.

Palavra-passe: Bancos, títulos de dívida pública, efeitos fixos, dados em painel, Cabo Verde

Essays on the effects of government bonds on the banking sector in Cape Verde

Abstract

Cape Verde's public debt ratio is currently one of the highest in the world (132.32% of GDP in 2017) with the banking sector holding most domestic debt, represented almost entirely by government bonds. By law, banks are required to maintain a value of public bonds of at least 5% of all deposits they hold, but the exposure is usually much higher. The objective of this thesis is to investigate what motivates banks in Cape Verde to hold large amounts of government bonds, and what effects these assets can have on bank's profitability, liquidity risk and stability. The thesis comprises three essays and applies panel data econometric methodologies to a sample of banks in the period from 2000 to 2017. The first essay analyses the determinants of the investment in public bonds by banks. The second essay investigates the effects of government bonds on liquidity risk and on the profitability of banks' assets. The third essay examines the extent to which exposure to government bonds affects the banks' financial stability indicators in Cape Verde. The main results obtained suggest that: (i) capital adequacy and the real interest rate are determinant in explaining the share of public debt securities in the banks' asset portfolio; (ii) in the short term, public bonds have no impact on the variation in liquidity risk and on the profitability of banks' assets, but in the long term they have a positive impact on the assets' profitability; and, (iii) banks' exposure to public debt securities has no significant effect on banks' financial stability indicators.

Keywords: Banks, government bonds, fixed effects, panel data, Cape Verde

Conteúdos

Agradecimentos	iv
Resumo	v
Abstract.....	vi
Lista de tabelas	x
Lista de figuras	xii
Capítulo 1: Introdução.....	1
Capítulo 2: Caracterização da economia e do sistema bancário cabo-verdiano	6
2.1 Caracterização da economia cabo-verdiana	6
2.2 A situação das finanças públicas em Cabo Verde	11
2.3 Desenvolvimento do sistema bancário em Cabo Verde.....	16
2.4 Síntese do capítulo.....	26
Capítulo 3: Metodologia de dados em painel e amostra da pesquisa.....	28
3.1 Modelos de dados em painel.....	28
3.1.1 Organização de dados em painel	28
3.1.2 Especificação e métodos de estimação dos modelos com dados em painel	29
3.2 Amostra de dados.....	36
3.3 Testes à qualidade das variáveis a integrar os modelos	39
3.3.1 Teste de raiz unitária de painel	40
3.3.2 Análise de correlação e de multicolinearidade	43
3.4 Testes de adequação dos modelos de painel	44
3.5 Outros testes de diagnóstico dos modelos	48
3.6 Síntese do capítulo.....	53
Capítulo 4: Determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde	55
4.1 Introdução	56
4.2 Revisão da literatura	60
4.2.1 Fatores regulatórios.....	64
4.2.2 Fatores intrínsecos dos bancos	66
4.2.3 Fatores macroeconómicos	69
4.3 Apresentação do modelo e das variáveis.....	70
4.3.1 Variáveis utilizadas na análise	70
4.3.2 Especificação do modelo econométrico	75

4.4	Descrição e análise de dados	78
4.4.1	Descrição de dados.....	78
4.4.2	Teste de raiz unitária de dados em painel	82
4.4.3	Análise de correlação entre as variáveis	83
4.5	Estimação do modelo e análise de resultados	84
4.5.1	Resultados de estimação	84
4.5.2	Resultados dos testes de diagnóstico.....	86
4.5.3	Interpretação dos resultados	88
4.6	Síntese do capítulo.....	90
Capítulo 5: Efeitos dos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos em Cabo Verde		93
5.1	Introdução	94
5.2	Revisão da literatura	99
5.2.1	Efeitos dos títulos de dívida pública nos bancos	99
5.2.2	Determinantes do risco da liquidez e da rentabilidade bancária	101
5.3	Apresentação dos modelos e das variáveis.....	110
5.3.1	Variáveis utilizadas	110
5.3.2	Especificação dos modelos econométricos.....	115
5.4	Descrição e análise de dados	117
5.4.1	Descrição de dados.....	117
5.4.2	Teste de raiz unitária de dados em painel.....	120
5.4.3	Análise de correlação entre as variáveis	121
5.5	Reajuste dos modelos de painel	123
5.6	Estimação dos modelos e análise de resultados	125
5.6.1	Resultados de estimação	126
5.6.2	Resultados dos testes de diagnóstico.....	128
5.6.3	Interpretação dos resultados	131
5.7	Síntese do capítulo.....	135
Capítulo 6: Exposição aos títulos de dívida pública e estabilidade dos bancos em Cabo Verde.....		137
6.1	Introdução	138
6.2	Revisão da literatura	140
6.2.1	Determinantes da estabilidade bancária	141
6.2.2	A relação entre a dívida pública e a estabilidade bancária	150
6.3	Apresentação dos modelos e das variáveis.....	156

6.3.1 Medida da estabilidade bancária: Zscore	156
6.3.2 Variáveis explicativas	157
6.3.3 Especificação dos modelos econométricos.....	161
6.4 Descrição e análise de dados	164
6.4.1 Exposição dos bancos aos títulos de dívida pública em Cabo Verde	164
6.4.2 Análise descritiva das variáveis explicativas.....	166
6.4.3 Teste de raiz unitária de dados em painel.....	169
6.4.4 Análise de correlação entre as variáveis	170
6.5 Estimação dos modelos e análise de resultados	170
6.5.1 Resultados de estimação	171
6.5.2 Resultados dos testes de diagnóstico.....	176
6.5.3 Interpretação dos resultados	181
6.6 Síntese do capítulo.....	184
Capítulo 7: Conclusão	187
Referências	194
Apêndices	209

Lista de tabelas

Tabela 2.1: Evolução do setor bancário em Cabo Verde entre 2004 e 2017	19
Tabela 2.2: Evolução dos principais indicadores prudenciais e de desempenho do setor bancário em Cabo Verde (em 2004, 2010 e 2017)	23
Tabela 3.1: Unidades da amostra	37
Tabela 3.2: Caracterização das unidades da amostra (valores do final de 2017).....	38
Tabela 4.1: Variáveis utilizadas no estudo.....	70
Tabela 4.2: Estatísticas descritivas	82
Tabela 4.3: Teste de raiz unitária de painel, com deslocação em nível (teste Fisher para processo individual em nível)	83
Tabela 4.4: Resultado da estimação do modelo de efeitos fixos.....	85
Tabela 5.1: Variáveis em estudo	114
Tabela 5.2: Estatística descritiva das variáveis em estudo	120
Tabela 5.3: Teste de raiz unitária de painel (teste ADF para processo individual)	121
Tabela 5.4: Matriz de correlação entre as variáveis em estudo	123
Tabela 5.5: Resultados da estimação dos modelos	127
Tabela 5.6: Resumo dos testes de diagnóstico de painel.....	130
Tabela 5.7: Resultados do teste de hipótese à propensão de longo prazo (teste t)	134
Tabela 6.1: Variáveis utilizadas no estudo.....	161
Tabela 6.2: Estatísticas descritivas	168
Tabela 6.3: Teste de raiz unitária de painel, com deslocação em nível (teste Fisher-PP para processo individual).....	169
Tabela 6.4: Resultados de estimação dos modelos de variáveis contemporâneas	172
Tabela 6.5: Resultados de estimação dos modelos selecionados	175
Tabela 6.6: Resultados dos testes de diagnóstico dos modelos selecionados	180
Tabela A2.1: Principais indicadores económicos macroeconómicos de Cabo Verde (2000-2017)	210
Tabela A4.1: Matriz de correlação	211

Tabela A4.2: Resultados de estimação dos modelos.....	212
Tabela A4.3: Resultados dos testes de diagnóstico	213
Tabela A5.1: Resultados de estimação dos modelos e testes de diagnóstico para a variável dependente D(RLIQ) corrigidos dos problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade	214
Tabela A5.2: Resultados de estimação dos modelos e testes de diagnóstico para a variável dependente ROA corrigidos dos problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade	215
Tabela A5.3: Testes de hipóteses à propensão de longo prazo (teste de Wald)	216
Tabela A5.4: Hipóteses dos testes à significância dos desfasamentos em relação aos modelos de equação	217
Tabela A5.5: Resultados dos testes à significância dos desfasamentos em relação aos modelos de equação (teste F).....	217
Tabela A6.1: Descrição das variáveis utilizadas na análise empírica	218
Tabela A6.2: Matriz de correlação	219
Tabela A6.3: Resultados da regressão de Z-score _p com variáveis explicativas contemporâneas	220
Tabela A6.4: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score _p com variáveis explicativas contemporâneas.....	221
Tabela A6.5: Resultados da regressão de Z-score _s com variáveis explicativas contemporâneas	222
Tabela A6.6: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score _s com variáveis explicativas contemporâneas.....	223
Tabela A6.7: Resultados da regressão de Z-score _p segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007).....	224
Tabela A6.8: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score _p segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007).....	225
Tabela A6.9: Resultados da regressão de Z-score _s segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007)	226
Tabela A6.10: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score _s segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007).....	227
Tabela A6.11: Resultados da regressão de Z-score _p segundo o modelo de Buch <i>et al.</i> (2016)	228
Tabela A6.12: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score _p segundo o modelo de Buch <i>et al.</i> (2016).....	229
Tabela A6.13: Resultados da regressão de Z-score _s segundo o modelo de Buch <i>et al.</i> (2016)	230
Tabela A6.14: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score _s segundo o modelo de Buch <i>et al.</i> (2016)	231

Lista de figuras

Fig. 1.1: Peso dos títulos de dívida pública nos ativos líquidos bancários em Cabo Verde, 2000-2017 (%)	3
Fig. 2.1: Evolução da taxa de crescimento real do PIB, inflação, taxa de desemprego e taxa de juro real em Cabo Verde (2000-2017).....	7
Fig. 2.2: Evolução das receitas de turismo, IDE, remessas de emigrantes e, depósitos a prazo e de poupança de emigrantes de Cabo Verde, em percentagem do PIB (2000-2017).....	9
Fig. 2.3: Evolução comparativa das remessas de emigrantes de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2000-2017).....	10
Fig. 2.4: Evolução do saldo orçamental em Cabo Verde como percentagem do PIB (2000-2017).....	12
Fig. 2.5: Evolução da dívida pública de Cabo Verde como percentagem do PIB (2000-2017).....	14
Fig. 2.6: Dívida interna do governo central.....	15
Fig. 2.7: Evolução dos créditos à economia e dos depósitos à ordem em Cabo Verde (1980-2017)....	20
Fig. 2.8: Crédito ao governo e empresas públicas em Cabo Verde (em % do PIB, de 2004-2017).....	20
Fig. 2.9: Evolução do crédito e do crédito vencido em Cabo Verde (dados trimestrais, de 2010-2017)	24
Fig. 2.10: Evolução do crédito e da carteira de títulos em percentagem de ativos bancários em Cabo Verde (dados trimestrais, de 2010-2017).....	24
Fig. 2.11: Evolução comparativa do rácio <i>cost-to-income</i> de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2009-2017).....	25
Fig. 2.12: Evolução comparativa do ROA e ROE de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2009-2017)	26
Fig. 2.13: Evolução comparativa da estabilidade do sistema bancário de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2008-2017).....	26
Fig. 4.1: Dívida do tesouro ao sistema bancário, período 2000 a 2017.....	57
Fig. 4.2: Total dos títulos emitidos pelo Tesouro (em milhões de ECV).....	58
Fig. 4.3: Títulos de dívida pública detidos pelos bancos de 2000 a 2017, excluindo TCMF (em milhões ECV).....	79
Fig. 4.4: Evolução dos títulos de dívida pública (sem TCMF) e créditos (em % dos ativos líquido) no período 2000-2017 (amostra de 7 bancos).....	80

Fig. 4.5: Títulos de dívida pública (sem TCMF, em % dos ativos líquidos bancários) dos 7 bancos e taxa de juro real (em %) no período 2000-2017.....	81
Fig. 5.1: Evolução da dívida pública (em % do PIB) de Cabo Verde (incluindo TCMF), de 2000 a 2017	95
Fig. 5.2: Dívida do tesouro ao sistema bancário em Cabo Verde (2000-2017).....	98
Fig. 5.3: Risco de liquidez do setor bancário em Cabo Verde (média entre os bancos em cada ano no período 2000-2017).....	118
Fig. 5.4: Rentabilidade dos ativos do setor bancário em Cabo Verde (média entre os bancos em cada ano no período 2000-2017).....	119
Fig. 6.1: Evolução do balanço consolidado dos bancos comerciais (em % do ativo)	139
Fig. 6.2: Evolução do peso dos títulos de dívida pública nos ativos líquidos bancários em Cabo Verde (amostra de 2000-2017).....	165
Fig. 6.3: Estabilidade dos bancos da amostra, calculado com base no capital ponderado pelos riscos dos ativos	167

Capítulo 1: Introdução

O rácio da dívida pública em relação ao produto interno bruto (PIB) de Cabo Verde é um dos mais altos do mundo (132.32% do PIB em 2017). 30.2% dessa dívida é interna (representando 39.98% do PIB), detida na sua maioria por bancos comerciais (67.19% da dívida interna), sendo a maior parte composta por títulos de dívida pública (bilhetes de tesouro e obrigações do tesouro, correspondente a 73.23% da dívida do governo ao sistema bancário).¹ Esses títulos de dívida representam uma promessa por parte do governo (o mutuário) de pagar ao seu titular (o credor) em uma ou mais datas futuras (previamente especificadas) os juros provenientes do rendimento desses títulos e o reembolso do capital investido no vencimento (*European Central Bank*, 2015). Os bilhetes do tesouro são títulos de curto prazo, enquanto as obrigações do tesouro são títulos de médio e longo prazo (maior que um ano de maturidade), sendo mais comuns entre os 5 e os 20 anos no caso de Cabo Verde. O artigo 2º do Decreto–Lei n.º 60/2009 de 14 de dezembro define as obrigações do tesouro como sendo “*valores mobiliários escriturais representativos de empréstimos de médio e longos prazos da República de Cabo Verde, denominados em moeda com curso legal em Cabo Verde ou noutra livremente convertível*”.² Sendo os bancos os grandes investidores nesses títulos, torna-se assim, necessário investigar a relação entre esses títulos de dívida pública e os bancos.

Esta investigação é importante na medida em que permite analisar os efeitos dos títulos de dívida pública sobre as atividades dos bancos em Cabo Verde, particularmente relevante porque:³

- (1) Embora a dívida do governo central ao sistema bancário tenha reduzida de 2000 para 2017 de 86.6% para 67.2% da dívida interna, as aplicações bancárias em títulos do tesouro aumentaram em relação à dívida do governo central ao sistema bancário, passando de 31.9% para 73.2% entre 2000 e 2017 (dados do Banco de Cabo Verde). No entanto, as exposições dos bancos aos títulos do tesouro baixaram com o crescimento dos ativos bancários de 22.24% para 15.72% dos ativos líquidos de 2000 para 2017, mas também

¹ Os termos títulos de dívida pública, títulos do tesouro e títulos do governo são aqui utilizados como sinónimos, representando dívida do governo, emitida pelo tesouro para financiar o défice. Considera-se apenas a dívida do governo central (excluindo as dívidas das autarquias locais e das empresas públicas).

² Decreto–Lei n.º 60 /2009 de 14 de dezembro, estabelece o regime jurídico das Obrigações do Tesouro em Cabo Verde.

³ Os bancos em Cabo Verde apenas possuem dívida pública cabo-verdiana nas suas carteiras.

sobretudo com a dinamização da Bolsa de Valores de Cabo Verde a partir de 2006 (vê-se pela Fig. 1.1 que há um período "pré-Bolsa", com níveis que rondam os 25% e um período "pós-Bolsa", com níveis médios ligeiramente abaixo dos 15%, embora com uma ligeira tendência de subida nos últimos anos).⁴

- (2) Essas aplicações dos bancos nos títulos públicos representaram 15.72% dos ativos líquidos no final de 2017 (Fig. 1.1), uma exposição considerada elevada pelo Banco Central, Banco de Cabo Verde (BCV, 2018).
- (3) Os bancos estão acumulando grandes stocks de títulos do tesouro, expondo a sua carteira de ativos a diversos riscos como, por exemplo, o risco das taxas de juros e o risco de *default* do Estado (e conseqüente descida do nível de *rating*).
- (4) Os bancos mantêm liquidez (o rácio de transformação, medido pelo crédito à clientes em relação aos depósitos de clientes, registado em 2017 era de 55.82% de acordo com dados do Banco de Cabo Verde), condição favorável a mais investimentos em títulos de dívida pública face ao elevado nível de risco de crédito (Crédito em risco/Crédito total fixou-se em 16.13% em 2017 de acordo com dados do Banco de Cabo Verde).⁵
- (5) As aplicações em títulos do tesouro constituem para os bancos uma alternativa ao crédito as empresas e particulares (cujo incumprimento é elevado dado que o rácio Crédito e juros vencidos/ Crédito total fixou-se nos 13.17% em finais de 2017 de acordo com os dados do Banco de Cabo Verde), mas podem produzir efeitos de *crowding-out* (situações em que as intervenções do governo na economia causam efeitos negativos sobre o setor privado).

⁴ A Bolsa de Valores de Cabo Verde, S.A (BVC) foi fundada a 11 de maio de 1998, por decisão governamental através da Lei n.º 51/V/98. Reiniciou as suas atividades em dezembro de 2005 após profunda reforma financeira, sobretudo ao nível da legislação financeira. Os efeitos da Bolsa são apresentados mais a frente com base na Fig. 6.2. Fonte: <https://www.bvc.cv/pagina/historia-9>. [16 de julho de 2020].

⁵ Para o Fundo Monetário Internacional, o sistema bancário em Cabo Verde tem excesso de liquidez, superior a 10% do PIB em 2017 (IMF, 2018).

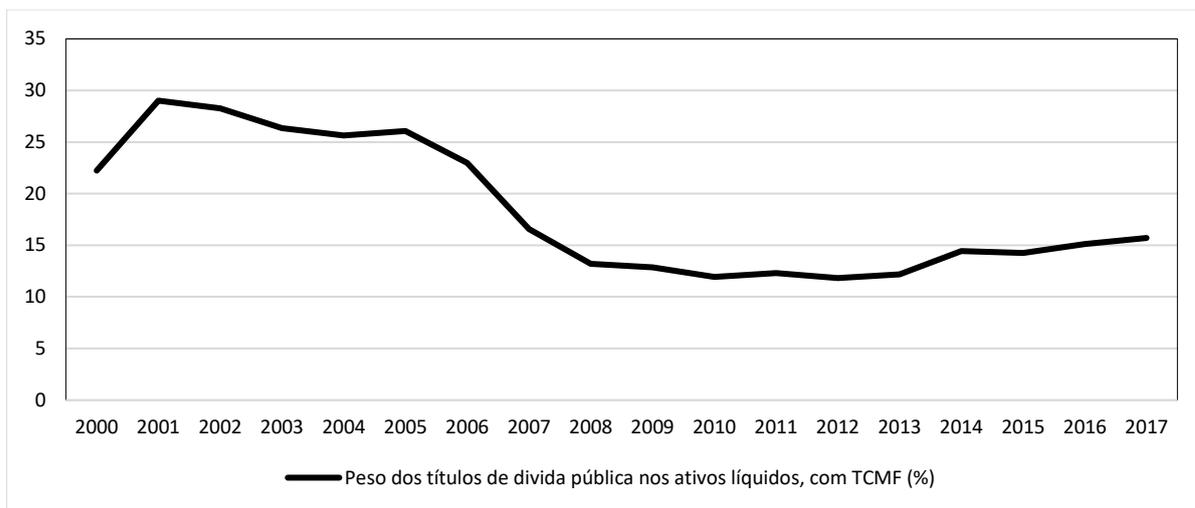


Fig. 1.1: Peso dos títulos de dívida pública nos ativos líquidos bancários em Cabo Verde, 2000-2017 (%)

Fonte: Relatórios e contas dos bancos comerciais

Dada a importância que o setor bancário tem para a economia de um país, pretende-se que os resultados desta tese contribuam para suscitar debates em torno do acumular da dívida pública pelos bancos em Cabo Verde face ao aumento das exigências do setor privado por mais crédito.⁶ Por outro lado, é particularmente importante para os gestores bancários em Cabo Verde refletirem sobre as estratégias de investimento em ativos adotadas entre 2000 e 2017, se preferem continuar a investir em ativos de baixo risco, mas de baixa rentabilidade (confrontando com as mais elevadas taxas de rentabilidades verificadas nos bancos de países semelhantes, como Seicheles e Maurícias) ou se preferem arriscar em ativos de alta de rentabilidade (mas com maiores riscos como é o caso dos créditos ao setor privado). Por exemplo, segundo os Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global do Banco Mundial, entre 2009 e 2017, os bancos em Cabo Verde registaram uma média de rentabilidade dos ativos (ROA) de 0.61% face a 2.59% e 1.47% verificados pelos bancos em Seicheles e Maurícias, respetivamente.

O objetivo principal desta tese é investigar o que motiva os bancos em Cabo Verde a deter grandes quantidades de títulos de dívida pública, e quais os efeitos que esses ativos podem ter na rentabilidade, risco de liquidez e estabilidade dos bancos. Assim, o desenvolvimento desta tese procura dar respostas às seguintes questões de pesquisa: 1) Quais os fatores internos e externos que influenciam a decisão dos bancos de deter títulos de dívida pública nas suas carteiras de ativos

⁶ O crescimento do crédito ao setor privado em Cabo Verde tem caído, sobretudo a partir da crise financeira de 2007-2008 com a desaceleração do crescimento económico (IMF, 2016).

em Cabo Verde? 2) Quais são os efeitos dessa exposição aos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos? 3) Como essa exposição aos títulos de dívida pública afeta a estabilidade financeira dos bancos?

A procura de respostas para as questões levantadas resulta na realização de três ensaios empíricos e que fazem parte integrante desta tese. O primeiro ensaio visa identificar os fatores determinantes para a decisão dos bancos deterem mais ou menos títulos do tesouro. O segundo ensaio investiga os efeitos produzidos no risco de liquidez e na rentabilidade dos ativos, pelo facto dos bancos deterem títulos de dívida pública. E, o terceiro ensaio investiga os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública sobre os seus indicadores de estabilidade financeira. Para a realização das investigações é utilizada uma amostra de dados organizados em painel sobre as variáveis específicas bancárias e macroeconómicas no período de 2000 a 2017. Nas análises econométricas dos dados são aplicadas metodologias de dados em painel. Apesar do aumento das exposições bancárias aos títulos de dívida pública ao longo do período em análise, os resultados indicam não haver efeitos estatisticamente significativos dos títulos de dívida pública sobre o risco de liquidez, rentabilidade e estabilidade dos bancos em Cabo Verde no curto prazo, mas a longo prazo tem efeitos sobre a rentabilidade.

Incluindo a introdução, esta tese é composta por sete capítulos. O resto do documento é estruturado em seis capítulos. O capítulo 2 faz uma breve descrição da economia cabo-verdiana e de dois dos principais aspetos focados na tese: a situação das finanças públicas e o desempenho do setor bancário em Cabo Verde. Toda a análise é centrada entre 2000 e 2017, período da amostra dos dados utilizados na tese. Este capítulo tem como objetivo servir como enquadramento para descrever a realidade da economia cabo-verdiana e o contexto macroeconómico e fiscal em que operam os bancos. O capítulo 3 apresenta os dados, identifica as respetivas fontes e descreve a metodologia econométrica que será utilizada nas investigações dos três ensaios. Tendo em conta que a metodologia dos dados em painel é comum aos três estudos, este capítulo foi introduzido com o objetivo de evitar repetições desnecessárias nos vários capítulos. O capítulo 4 investiga os determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde (correspondendo ao primeiro ensaio). O capítulo 5 analisa os efeitos dos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos em Cabo Verde (dizendo respeito ao segundo ensaio). O capítulo 6

analisa a exposição aos títulos de dívida pública e a estabilidade dos bancos em Cabo Verde (sendo, neste caso, o terceiro ensaio da tese). Por fim, o capítulo 7 apresenta as principais conclusões e sugestões da tese.

Capítulo 2: Caracterização da economia e do sistema bancário cabo-verdiano

2.1 Caracterização da economia cabo-verdiana

Cabo Verde tem uma localização geoestratégica no meio do oceano Atlântico, a 500 quilómetros da costa ocidental de África, uma posição na encruzilhada das vias aéreas e marítimas entre Europa, África e América. O país é um arquipélago de 10 ilhas, das quais 9 são habitadas. O Instituto Nacional de Estatísticas (INE) estima uma população de 537,661 habitantes em 2017.

A fraca base produtiva do país, a reduzida dimensão do mercado e a falta de recursos naturais (com frequentes secas prolongadas) são características que definem a pequena economia de Cabo Verde, tornando-a bastante dependente do investimento público em infraestruturas e das relações com o exterior como o Investimento Direto Estrangeiro (principalmente no setor do turismo), a Ajuda Pública ao Desenvolvimento (APD) e de elevadas contribuições das remessas de emigrantes (World Bank Group, 2019). Além disso, o país depende das importações para satisfazer o consumo interno.

Para analisar a evolução da economia cabo-verdiana, analisam-se os seus principais indicadores macroeconómicos, com principal incidência no PIB, saldo orçamental, receitas do turismo e remessas de emigrantes. Até 1974, Cabo Verde foi gerido por um regime colonialista, constituindo uma das colónias de Portugal. Com a independência, em 1975, o país soube criar as bases elementares para o seu desenvolvimento (Brito, 2014). De acordo com os dados do Fundo Monetário Internacional, de 1981 a 2000, a taxa de crescimento real do produto interno bruto (PIB) de Cabo Verde cresceu em média 6.04% ao ano. A partir de 2000, com a implementação de um amplo programa de infraestruturização e modernização da economia, como portos, aeroportos, estradas, transportes marítimos e aéreos, comunicações, entre outros (Reis, 2010), dados do Banco de Cabo Verde mostram que o país teve uma média de crescimento real do PIB de 4.1% entre 2000 e 2017 (Fig. 2.1). Christie e Rioja (2014) consideram que parte desse

crescimento se deve a uma das maiores participações em investimentos públicos em relação ao PIB no mundo e que, por isso o país enfrenta sérios desafios devido ao aumento da dívida pública. A opção por mais investimentos em infraestrutura foi feita em detrimento da formação de capital humano (como saúde e educação, por exemplo).⁷ Comparativamente a países semelhantes, caso de Maurícias e Seicheles, pelos Indicadores de Desenvolvimento Financeiro Global do Banco Mundial, por exemplo, no período de 2000 a 2016, em termos nominais, Cabo Verde cresceu em média 4.96%, superior à média daqueles países, 4.33% e 3.08% respetivamente.⁸ Esse crescimento permitiu um aumento do rendimento *per capita* e das condições de vida da população, permitindo, por exemplo reduzir a pobreza de 58% para 35%, entre 2001 e 2015 (World Bank Group, 2019). Isto permitiu que a economia se desenvolvesse significativamente e, em 2007 o país chegou a alcançar o rendimento médio-baixo.⁹

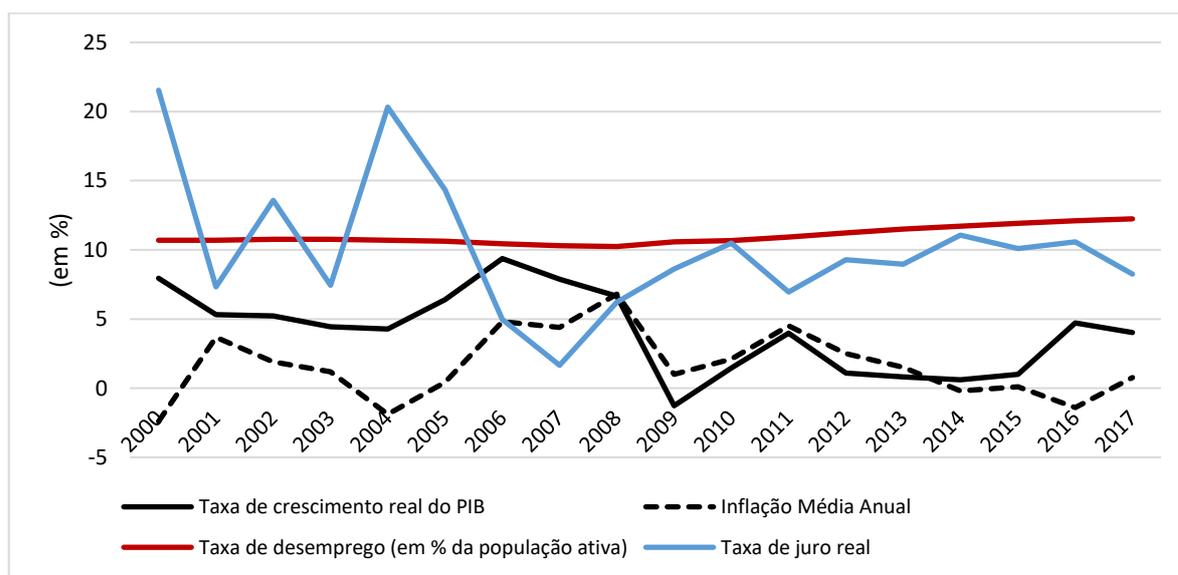


Fig. 2.1: Evolução da taxa de crescimento real do PIB, inflação, taxa de desemprego e taxa de juro real em Cabo Verde (2000-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

Entretanto, o país passou por um momento de arrefecimento da sua economia logo após a crise financeira de 2007-2008, concretamente entre 2009 e 2015, chegando mesmo a ter recessão entre

⁷ “In fact, public investment in Cape Verde has averaged a very high 13% of GDP. In comparison, public investment averages about 5% of GDP in other developing countries in the Caribbean and in Latin America” (Christie e Rioja, 2014, p. 1).

⁸ Para Christie e Rioja (2014, p. 2), “It is interesting to compare basic economic indicators from Cape Verde to other similar island nations: Seychelles and Mauritius in Africa and three Caribbean countries – Barbados, Jamaica, and Trinidad and Tobago.”

⁹ Esta é uma classificação da Organização das Nações Unidas (ONU) e do Fundo Monetário Internacional em função do PIB *per capita*. Cabo Verde saiu do grupo de países menos desenvolvidos da ONU para o grupo de países em desenvolvimento.

o segundo semestre de 2009 e o primeiro trimestre de 2010 (Fig. 2.1).¹⁰ Foi uma curta recessão, rapidamente recuperada com crescimento positivo em 2010 e um crescimento real de 3.97% em 2011. “*O impacto da crise de 2008 na trajetória de crescimento de Cabo Verde foi agravado pela não diversificação da economia.*” (World Bank Group, 2019, p. 6). Com os principais parceiros (a Europa e os Estados Unidos de América) a passar por dificuldades financeiras, ficaram evidentes a grande dependência de Cabo Verde da entrada de capital estrangeiro (Bourdet e Falck, 2006), concretamente as remessas de emigrantes e as contribuições do turismo.¹¹ A economia foi largamente afetada e o país teve que se esforçar para manter as taxas de crescimento acima de 1% de 2009 a 2015.

Apesar da crise, a taxa de desemprego não aumentou significativamente, pois o desemprego é estrutural em Cabo Verde (conforme se pode verificar pela Fig. 2.1). Os dados podem ser também consultados na Tabela A2.1 em apêndice. De 2000 a 2017, a taxa de desemprego registou uma média de 11%, um nível considerado elevado pelo World Bank Group (2019) e a sua evolução não se alterou significativamente com o ciclo económico.

Outras variáveis analisadas são a taxa de inflação e a taxa de juro real. Conforme dados do Banco de Cabo Verde, no período de 2000 a 2017, Cabo Verde apresenta uma média anual de inflação de 1.65%, inferior a 2% que é a taxa de inflação harmonizada estabelecida como objetivo de longo prazo pelo Banco Central Europeu, por exemplo. Com a crise financeira de 2007-2008, a taxa de crescimento real do PIB e a inflação caíram e a taxa de juro real aumentou em 2009 (Fig. 2.1).

Em termos da estrutura económica, medida pelo valor acrescentado bruto (VAB), dados do INE indicam que a economia de Cabo Verde tem sido dominada pelo setor dos serviços, representando mais de 70% do VAB do país, por exemplo entre 2007 e 2017 (onde se destacou o crescimento do setor de comércio, alojamento e restauração).

¹⁰ Uma economia está em recessão ou em crise económica se a taxa de crescimento do PIB real for negativa em dois trimestres consecutivos (Mazurek e Mielcová, 2013).

¹¹ Os principais parceiros e credores bilaterais de Cabo Verde são China, Portugal, Espanha, Luxemburgo e Estados Unidos. E, por outro lado, os principais parceiros multilaterais são a União Europeia, o Banco Africano de Desenvolvimento, as Nações Unidas, o Banco Mundial e o Fundo Monetário Internacional (FMI). De acordo com World Bank Group (2019), Cabo Verde está a alargar a sua cooperação com os países do sul, particularmente com o Brasil e com os países da África Ocidental onde é membro da Comunidade Económica dos Estados da África Ocidental (CEDEAO). O país também é membro regional da Comunidade dos Países de Língua Portuguesa (CPLP) e da União Africana (UA).

Analisando a dependência de Cabo Verde em relação ao exterior, por um lado, para além de depender de apoios de parceiros externos para financiar o desenvolvimento, por outro lado, o desempenho da própria economia depende das condições macroeconómicas externas especificamente, das remessas de emigrantes e das receitas do turismo (Pop, 2011).¹² Tanto uma como a outra têm pesos significativos no PIB do país: como se pode observar na Fig. 2.2, em 2017 as remessas de emigrantes representavam 12% do PIB e as receitas brutas do turismo representavam 23.12% do PIB. Mais contribuições, quer das remessas de emigrantes, quer das receitas de turismo, dependem diretamente das condições macroeconómicas: por um lado, dos países de acolhimento dos emigrantes (países com maior diáspora cabo-verdiana como Estados Unidos da América, Portugal, Holanda, França e outros países europeus); e, por outro lado, dos países de origem dos turistas (na sua maioria países europeus como Reino Unido, França, Alemanha e Portugal).

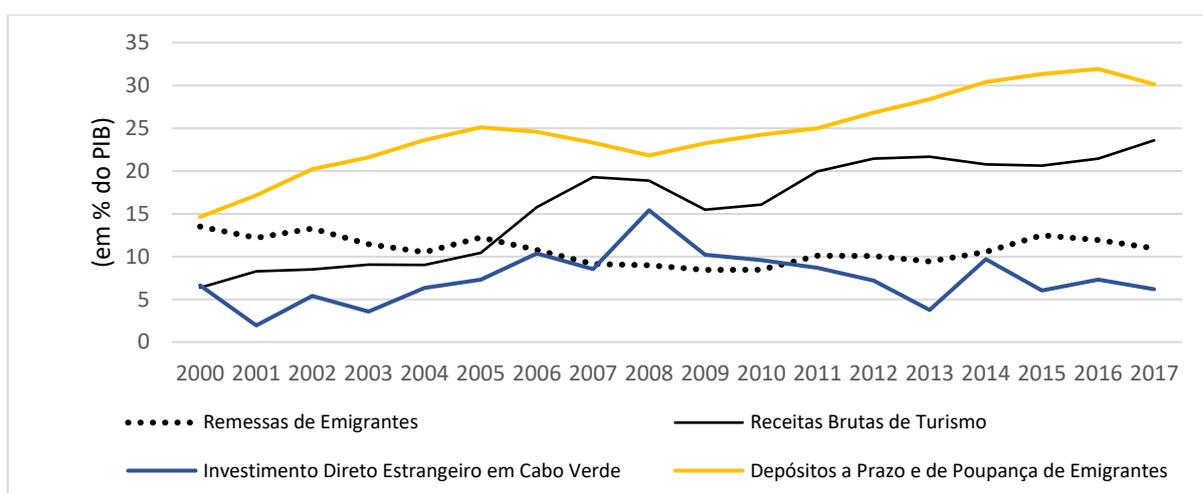


Fig. 2.2: Evolução das receitas de turismo, IDE, remessas de emigrantes e, depósitos a prazo e de poupança de emigrantes de Cabo Verde, em percentagem do PIB (2000-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

As remessas de emigrantes, uma assistência historicamente importante para o desenvolvimento das ilhas (Bourdet e Falck, 2006), já tiveram um peso maior na economia de Cabo Verde, chegando a alcançar cerca de 20% do PIB nos anos 90 (World Bank Group, 2019). Verifica-se pela Fig. 2.3 que, comparativamente à Maurícias e Seicheles, a economia de Cabo Verde se mostra

¹² Para Bourdet e Falck (2006, p. 267) “Cape Verde is highly dependent upon external assistance for its well being. External assistance to the country has oscillated between 30 and 60% of GDP during the past three decades.”

ser mais dependente das remessas de emigrantes (Brito, 2014) por isso está mais sujeito aos efeitos de uma crise externa, sobretudo da União Europeia, a sua principal parceira para o desenvolvimento.¹³

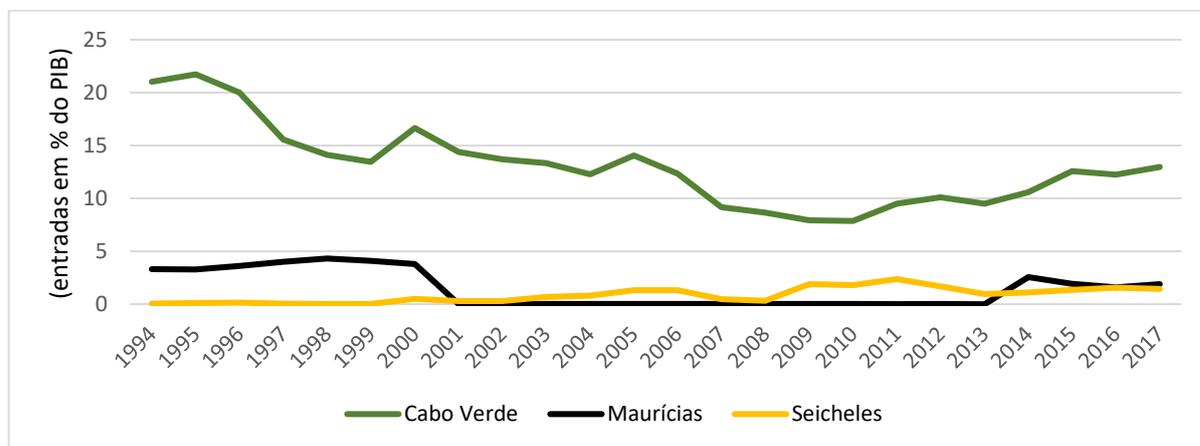


Fig. 2.3: Evolução comparativa das remessas de emigrantes de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2000-2017)

Fonte: Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global, Banco Mundial.

Com o desenvolvimento do país impulsionado sobretudo pelo setor imobiliário, as contribuições de emigrantes diminuíram a sua importância relativa na economia, passando de 13.5% do PIB em 2000 para 12.0% do PIB em 2017 (Fig. 2.2). Com a crise financeira de 2007-2008, as remessas chegaram a diminuir até 8.43% do PIB em 2009 e 8.46% em 2010. Até 2005 as remessas de emigrantes tinham maior peso no PIB do que as receitas de turismo. Essa tendência foi invertida e, a partir dessa data o peso das receitas brutas do turismo no PIB vem crescendo com o aumento do número de turistas. Para Christie *et al.* (2013) esse crescimento do turismo deve-se também às reformas introduzidas no setor bancário, ao acordo de cooperação cambial que fixa o escudo cabo-verdiano ao euro e a criação de um pacote de incentivos ao investimento externo pelo governo (ver também Twining-Ward, 2010). As receitas brutas de turismo passaram de 15.77% do PIB em 2006 para 23.12% em 2017 (Fig. 2.2). Esse ritmo foi interrompido pela crise financeira de 2007-2008, provocando a queda das receitas brutas de turismos em 2009, mas foi retomado em 2010. Resende-Santos (2019) alerta para o rápido crescimento do turismo em Cabo Verde e para os riscos macroeconómicos que isto pode acarretar pois, o país está se tornando mais vulnerável

¹³ A União Europeia (UE) tem sido um dos principais parceiros comerciais e financeiros de Cabo Verde. A cooperação financeira foi materializada numa relação bilateral de longo prazo - Parceria Especial, assinada em 2007.

pela dependência estrutural que o turismo está causando. O mesmo não se pode dizer relativamente ao retomar do ritmo do Investimento Direto Estrangeiro (IDE) que com o impulso do setor imobiliário cresceu a uma média anual de 8.13% do PIB entre 2004 e 2007 e, após a crise caiu ligeiramente para 7.62% do PIB entre 2009 e 2017.

2.2 A situação das finanças públicas em Cabo Verde

Com a graduação de Cabo Verde a país de rendimento médio-baixo, diminuíram os empréstimos concessionais e as ajudas externas de alguns doadores que, com o aumento do PIB *per capita*, tendem a restringir os montantes da sua cooperação financeira (World Bank Group, 2019). Neste sentido, Bourdet e Falck (2006, p. 268) argumentaram que *“The relation between official aid and remittances can go the other way as well. For example, increased emigrants’ remittances to Cape Verde have an upward effect on per capita income, which in turn can result in decreased official aid because of the role of average per capita income in the donor countries’ decision to grant assistance.”* Com a diminuição das ajudas oficiais e uma insuficiente base de arrecadação de receitas fiscais para financiar as despesas públicas, o país vem acumulando défices, financiados pela emissão de mais dívida pública (interna e externa) e ajudas por parte de parceiros estratégicos para o desenvolvimento como é o caso do Grupo de Apoio Orçamental (GAO).¹⁴

A Fig. 2.4 mostra que o défice apresentava inicialmente uma tendência decrescente, de 2000 a 2004, e depois volta a crescer até 2006. De 2006 para 2007 houve uma queda drástica do défice (até atingir um saldo orçamental de 1.18% do PIB), pois o crescimento real do PIB tinha atingido a sua taxa máxima no ano anterior (9.37% em 2006), mas também devido ao aumento significativo das receitas brutas do turismo (que passaram de 15.78% do PIB em 2006 para 19.26% do PIB em 2007). No entanto, com a crise financeira de 2007-2008, o défice público disparou para os níveis mais altos verificados no país no Séc. XXI (10.52% do PIB em 2010 e 12.37% do PIB em 2012). Para Ncube e Brixiová (2015, p. 2), *“The global financial crisis has left some countries with fiscal*

¹⁴ São membros do GAO: Banco Africano de Desenvolvimento, União Europeia, Luxemburgo, Portugal e Banco Mundial. O grupo financia o Orçamento do Estado de Cabo Verde através de donativos e empréstimos. Para além do apoio financeiro, o GAO acompanha a implementação de projetos e reformas estratégicas para o desenvolvimento do país, designadamente a implementação do Plano Estratégico de Desenvolvimento Sustentável (PEDS). Fonte: <https://www.governo.cv/comunicado-grupo-de-apoio-orcamental/>. [29 de maio de 2020].

challenges and deteriorating debt sustainability.” Desde então, o déficit tem baixado, sobretudo entre 2014 e 2017, pois “as receitas fiscais aumentaram 4.5% desde 2014 devido à harmonização e ao alargamento da base tributária e as despesas públicas foram controladas” (World Bank Group, 2019, p. 6). Em 2017, o déficit foi de 3,1% do PIB, ligeiramente abaixo do nível alcançado em 2016 (3.5%) e da média de 5.08% verificada no período de 2000 a 2017.

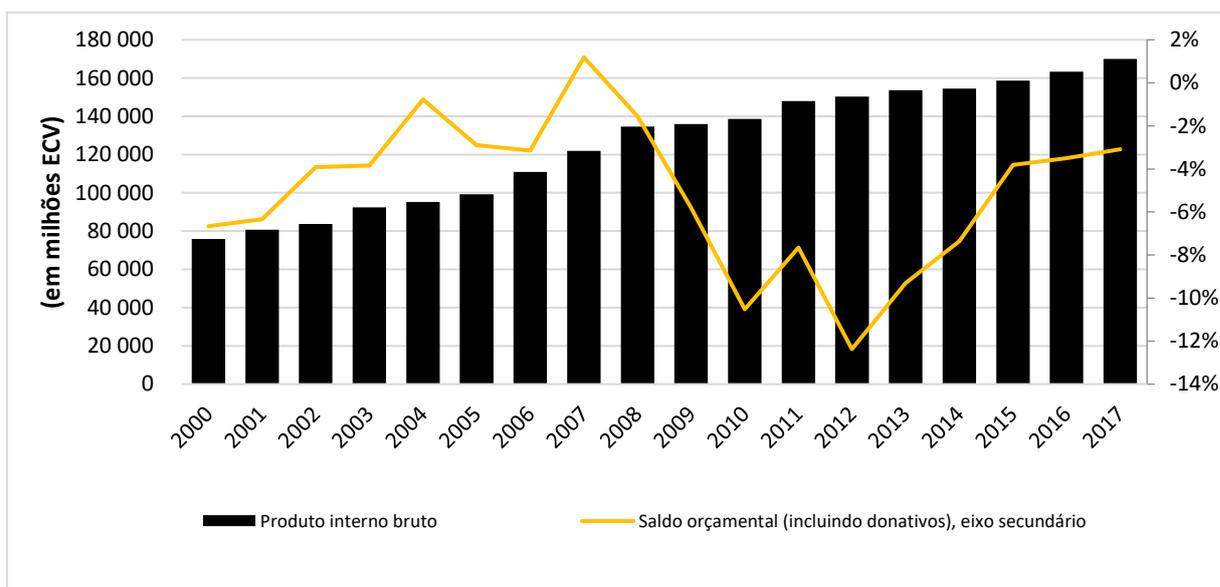


Fig. 2.4: Evolução do saldo orçamental em Cabo Verde como percentagem do PIB (2000-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

Pela Fig. 2.5, verifica-se que a dívida pública de Cabo Verde decresceu de 2001 para 2008, em percentagem do PIB. Para Brito (2014, p. 11), “as reformas introduzidas no âmbito do programa PSI (Policy Support Instrument) assinado com o FMI em 2006 (estabelece o limite para a dívida pública em 70% do PIB, para o ano 2009) tiveram grande contributo na diminuição da dívida”. Esta redução verificou-se, principalmente, na dívida externa.¹⁵ Contudo, o rápido aumento do déficit público de Cabo Verde, sobretudo a partir de 2008, alterou a trajetória da dívida pública do país (tanto interna como externa). A dívida pública, que em 2008 representava 65.63% do PIB, aumentou para 80.42% do PIB em 2010 (Fig. 2.5). Nesse período, com a crise financeira global, houve uma degradação dos principais indicadores: as receitas do turismo caíram de 18.87% do PIB em 2008 para 15.46% do PIB em 2009; o Investimento Direto Estrangeiro diminuiu de 15.40% do PIB em

¹⁵ A dívida pública externa de Cabo Verde é constituída na sua maioria por empréstimos concessionais (IMF, 2018), que são créditos em condições especiais do Banco Mundial aos países mais pobres para financiar o desenvolvimento. Outro credor de Cabo Verde é o Banco Africano de Desenvolvimento. Esses créditos são concedidos a taxa de juro baixa ou mesmo zero e a amortização estende-se por 25 a 50 anos, incluindo um período de carência de 5 a 10 anos (World Bank, p.21, 2017a).

2008 para 10.2% do PIB em 2009; as remessas de emigrantes diminuíram ligeiramente de 8.99% do PIB em 2008 para 8.43% do PIB em 2009; e, em consequência, o défice público aumentou e a economia arrefeceu (o crescimento real do PIB passou de 6.65% em 2008 para -1.27% em 2009 e 1.47% em 2010). No geral, a dívida pública passou de 79.12% do PIB em 2000 para 132.32% do PIB em 2017 (incluindo os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira, TCMF), sendo a dívida externa aquela que tem maior peso no PIB (cerca de 92.33% do PIB em 2017), impondo riscos à estabilidade macroeconómica e à sustentabilidade fiscal do país. Os TCMF foram títulos de crédito emitidos pelo Estado de Cabo Verde através do Tesouro e resultaram da conversão de Obrigações do Tesouro de Cabo Verde que se encontravam vencidas em 1998 (BCA, 2018). Desde então permaneceram fixos (foi uma maneira que o governo na altura encontrou, com ajuda de Portugal, de baixar artificialmente a dívida ou estendê-la, projetando-a para o futuro com compromisso de recompra), tendo os seus detentores (apenas instituições nacionais com liquidez na altura) recebido os rendimentos do fundo que os gere. De acordo com BCA (2018, p. 102), esses títulos foram emitidos na sequência da Lei n° 64/V/98, que aprovou a criação do “*International Support for Cabo Verde Stabilization Trust Fund*”. Este fundo foi gerido pelo Banco de Portugal e a política de investimentos do fundo era definida conjuntamente com um representante do governo de Cabo Verde, sempre com o objetivo de valorização dos ativos, pautada por critérios de segurança e de rentabilidade. A Lei n° 70/V/98, de 17 de agosto, define as principais características destes títulos.¹⁶ A grande diferença em relação a outros tipos mais tradicionais de títulos de dívida pública é que o rendimento dos TCMF provém de um fundo autónomo. É de referir também que esses títulos não foram considerados nas estatísticas oficiais da dívida pública pelo Fundo Monetário Internacional e pelo Banco Mundial, mas foram considerados pelo Banco de Cabo Verde. Dos 7 bancos que compõem a nossa amostra e o sistema bancário atual, apenas o Banco Comercial do Atlântico (BCA) possuía esses títulos.

¹⁶ A Lei n° 70/V/98, de 17 de agosto, define as principais características destes títulos (BCA, 2018, p. 102): “*são títulos de crédito (...) e incorpora o direito ao recebimento de 90% do resultado líquido anual do Fundo. (...) O Estado obriga-se a adquirir os TCMF num período máximo de vinte anos a contar da data de aprovação da Lei, em termos e condições a definir pelo Governo; (...) Durante os primeiros três anos de existência, os TCMF só podiam ser transacionados entre instituições de crédito devidamente autorizadas (...). Entre o quarto e o sétimo ano, cada instituição de crédito poderia anualmente transmitir 25% do total de TCMF que detinha ao fim do terceiro ano. A partir do oitavo ano, os TCMF podem ser transacionados sem restrições.*” Para além das participações do Banco Comercial do Atlântico (6.4 mil milhões de ECV) e do Banco de Cabo Verde (4 mil milhões de ECV), participam no fundo duas grandes instituições cabo-verdianas com muita liquidez – a Garantia, SARL e o Instituto Nacional de Previdência Social. O valor total do fundo é de 11,038.1 milhões de ECV.

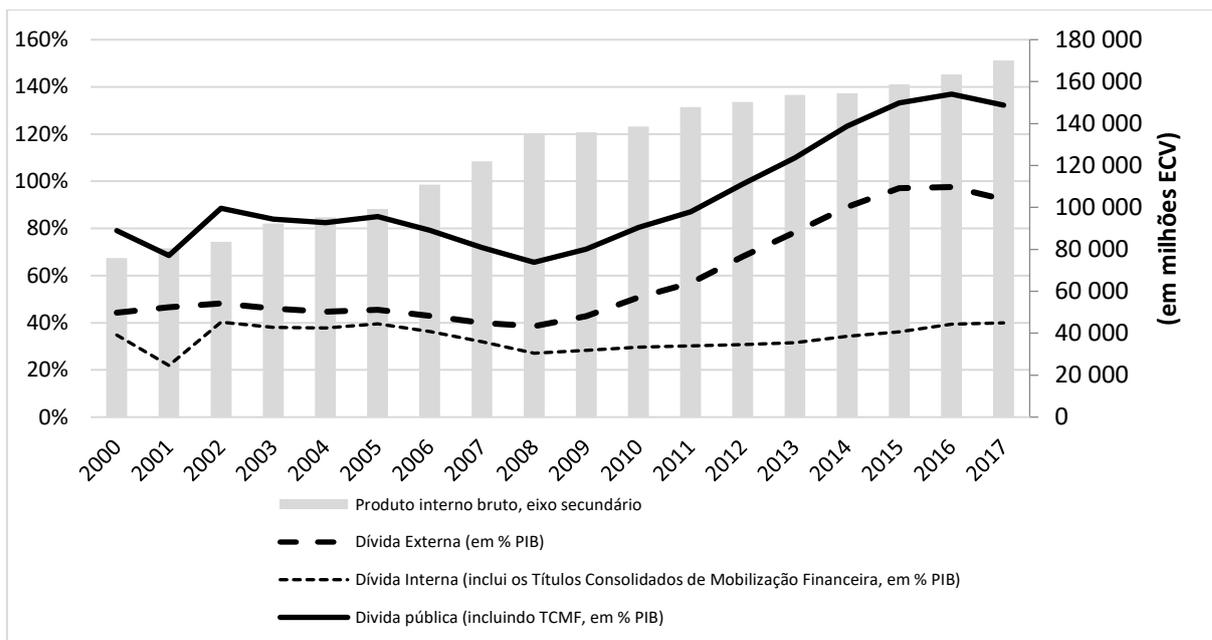


Fig. 2.5: Evolução da dívida pública de Cabo Verde como percentagem do PIB (2000-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

Internamente, como se pode verificar pela Fig. 2.6, os maiores credores da dívida do Estado são os bancos comerciais (que investem sobretudo nas obrigações do tesouro, que passaram de 19% em 2000 para 71% em 2017 das aplicações bancárias na dívida pública interna), uma exposição considerada elevada pelo Banco Central (BCV, 2018). Devido à crise de 2007-2008, os bancos tiveram falta de liquidez e baixaram as suas posições na dívida interna (a dívida do governo central ao sistema bancário passou de 70% para 62% da dívida interna de 2007 a 2012, conforme a Fig. 2.6). A nível externo, a dívida é multilateral, bilateral e comercial (IMF, 2018), mas em finais de 2017, 68.3% dessa dívida era multilateral e bilateral (dados do Ministério das Finanças de Cabo Verde).¹⁷

¹⁷ Ministério das Finanças de Cabo Verde. (2020). Boletim estatístico da dívida pública nº 11. Direção Geral do Tesouro.

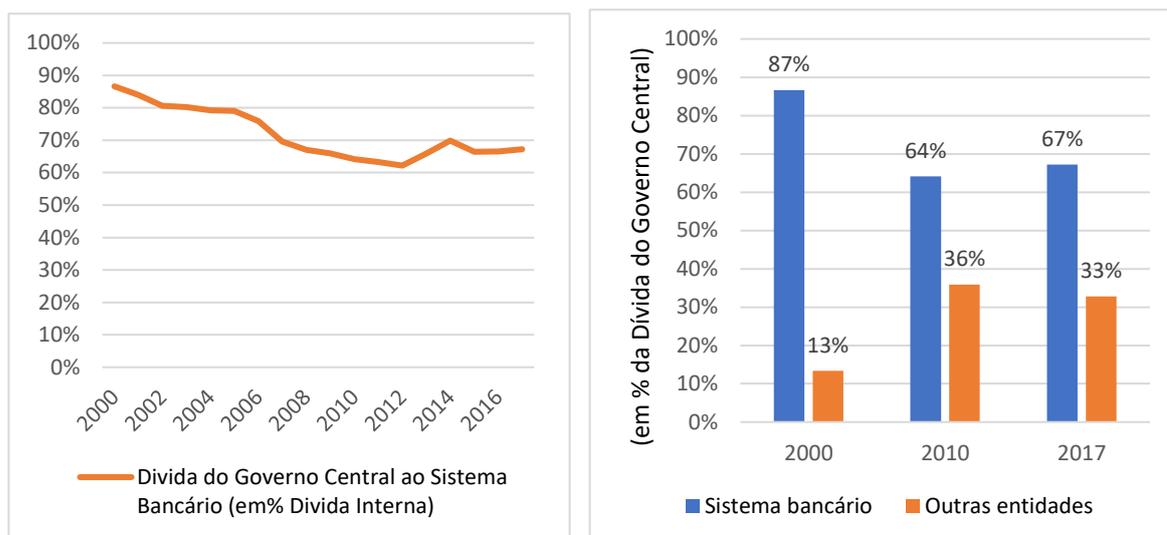


Fig. 2.6: Dívida interna do governo central

Fonte: Banco de Cabo Verde

No final de 2017, a média de maturidade da dívida interna era de 5 anos e a média da taxa de juros era de 5.1% (IMF, 2018), sendo que a maioria dos títulos de tesouro são emitidos para prazos entre 90 a 180 dias para os bilhetes de tesouro e, entre 4 a 10 anos para as obrigações de tesouro (dados do Ministério das Finanças de Cabo Verde). Quanto a dívida externa, em finais de 2017 tinha a seguinte composição (IMF, 2018): 45% da dívida era multilateral, a taxa de juro média de 0.9% a ser amortizado em média em 32 anos; 23% da dívida era bilateral, a taxa de juro média de 1.1% a ser amortizado em média em 19 anos; e, 32% da dívida era comercial, a taxa de juro média de 1.6% a ser amortizado em média em 20 anos.

De acordo com os indicadores do Fundo Monetário Internacional, Cabo Verde tem uma das dívidas públicas mais altas do mundo, a par de Japão, Sudão, Grécia, Eritreia, Líbano e Itália. Em final de 2017, a dívida do governo representava 125.31% do PIB (132.32%, se incluir TCMF). Comparado a Cabo Verde, Seicheles tinha um rácio mais elevado de dívida pública em 2004 (163.23% do PIB). Com o passar do tempo, enquanto Seicheles baixava o seu rácio da dívida pública em relação ao PIB (para 62.27% em 2017), o rácio da dívida de Cabo Verde aumentava - passando de 82.46% do PIB em 2004 para 132.32% do PIB em 2017.¹⁸

¹⁸ Dados de Seicheles referenciados com base no Fundo Monetário Internacional.

2.3 Desenvolvimento do sistema bancário em Cabo Verde

Esta secção faz uma caracterização do sistema bancário em Cabo Verde, analisando as suas atividades e os seus principais indicadores prudenciais e de desempenho.

Caracterizando o sistema bancário cabo-verdiano, todos os bancos comerciais operam sob o modelo de banca universal, desenvolvendo unidades de negócios de banca de retalho, banca corporativa e banca de investimento, e oferecendo produtos e serviços tradicionais às empresas e particulares. Desenvolvem-se ainda algumas operações de banca grossista ligadas às operações de tesouraria e de mercado de capitais como créditos sindicados entre os bancos, sobretudo em grandes projetos de investimento no setor imobiliário turístico. No segmento da banca de investimento, os bancos em Cabo Verde fazem aplicações domésticas em obrigações corporativas e títulos de dívida pública.

As operações tradicionais da banca em Cabo Verde enquadram-se num modelo de gestão conhecido como “gerar e reter” (*hold-to-maturity* ou *originate-to-hold*, OTH) no qual os bancos ao concederem créditos aos seus clientes conserva-os nos seus balanços até a maturidade, estando por isso sujeito a possíveis situações de incumprimento de pagamento (Bord e Santos, 2012, p. 25).¹⁹ O mercado ainda não está preparado para titularizações de crédito e, enquanto isso, o sistema bancário vai assumindo os riscos de crédito. Em finais de 2017, o crédito vencido representava 13.17% do crédito total (dados do Banco de Cabo Verde). Isto é reflexo de um setor privado muito endividado em Cabo Verde (IMF, 2016). Existe um esforço por parte dos bancos, sobretudo dos dois maiores bancos do sistema (Banco Comercial do Atlântico e Caixa Económica de Cabo Verde), para manter o risco de crédito sob controlo, assim como os seus processos de concessão e de acompanhamento dos créditos (BCV, 2018).

Quanto a propriedade dos bancos, em final de 2017, a exceção da Caixa Económica de Cabo Verde (CAIXA) que é um banco de capital maioritariamente público, todos os outros bancos são de

¹⁹ A inovação financeira permitiu originar, gerar e distribuir os riscos entre investidores e mercados. Este novo modelo de gestão é denominado “gerar para distribuir” (*originate-to-distribute*, OTD), no qual o banco pode “*originate a credit and sell or securitize a portion of it at the time of origination or later*” (Bord e Santos, 2012, p. 25).

propriedade privada. A CAIXA é detida em 62.35% por capitais públicos detidos pelos Correios de Cabo Verde e pelo Instituto Nacional de Providência Social (INPS).²⁰ O INPS é a entidade gestora de fundo de pensões de Cabo Verde e, possui participações significativas nos dois maiores bancos do sistema: 12.54% no Banco Comercial do Atlântico e 47.21% na Caixa Económica de Cabo Verde.²¹ Dos bancos privados, apenas o Banco Cabo-verdiano de Negócios é de capital nacional (juntando à CAIXA, que é pública), sendo os restantes de capital maioritariamente estrangeiro. Portugal é o país com maior representação nos bancos em Cabo Verde (3 dos 6 bancos privados) e a Caixa Geral de Depósitos, SA é o acionista com maior representação (participação maioritária em 2 bancos, incluindo no maior banco do sistema, o Banco Comercial do Atlântico).²²

Para caracterizar o sistema bancário cabo-verdiano utilizam-se os indicadores para as medidas do sistema financeiro do Banco Mundial (Čihák *et al.*, 2012), que se resumem nas seguintes medidas: profundidade financeira/dimensão (tamanho das instituições e mercados financeiros), acesso (grau de utilização dos serviços financeiros), eficiência (eficiência dos intermediários financeiros e facilidade nas transações financeiras); e estabilidade (estabilidade das instituições e dos mercados financeiros).

Em 2004, o número de bancos comerciais em Cabo Verde era 4 (Banco Comercial do Atlântico, Caixa Económica de Cabo Verde, Sucursal do Banco Totta & Açores e Banco Interatlântico) e, em 2005 era 5 com a entrada do Banco Cabo-verdiano de Negócios. Em 2010 entraram em atividade no setor *on-shore* mais 3 instituições financeiras, a saber: o International Investment Bank (na altura denominava-se Banco Espírito Santo Cabo Verde), o Novo Banco, S.A. e o Ecobank. No entanto, o Novo Banco, S.A. viria a ser extinto em 2017, reduzindo o número de bancos de 8 para 7 (Tabela 2.1).²³ Os 4 bancos que existiam em 2000 tinham um total de 30 agências. Este número subiu para 42 em 2004 e 112 em 2017. O país teve uma melhoria significativa na cobertura dos serviços bancários, sobretudo no que se refere a evolução das principais atividades da banca comercial,

²⁰ Informações obtidas do relatório e contas da Caixa Económica de Cabo Verde (CAIXA, 2018).

²¹ De acordo com o Banco de Cabo Verde, o INPS sendo um instituto público é um caso muito particular de acionista qualificado (BCV, 2019, p. 86), “o INPS está sujeito à supervisão do Banco de Cabo Verde na condição de “*pessoa jurídica que detenha, direta ou indiretamente uma participação qualificada no capital social de uma instituição financeira*”, de acordo com o artigo 12º, alínea e) da Lei de Bases do Sistema Financeiro (Lei nº 61/VIII/2014, de 23 de abril).”

²² Informações obtidas dos relatórios e contas dos bancos comerciais de 2017.

²³ A 8 de Março de 2017, em sessão ordinária, o Conselho de Administração do Banco de Cabo Verde decidiu aplicar uma medida de resolução ao Novo Banco, S.A., alienando a maior parte dos seus ativos e passivos à Caixa Económica de Cabo Verde, S.A.

tanto ao nível da captação dos depósitos como ao nível da concessão dos créditos, o que permitiu que os ativos líquidos do sistema passassem de 45,079.71 milhões de ECV em 2000 para 240,346.5 milhões de ECV em 2017 (Tabela 2.1).²⁴

Sendo o setor financeiro em Cabo Verde dominado por bancos, com mais de 85% do total de ativos do setor (World Bank, 2017), esse crescimento significativo das atividades da banca demonstra a sua importância relativa para a economia do país. O grau de bancarização, nível de acesso aos serviços financeiros (Čihák *et al.*, 2012), passou de 61% em 2004 para 91.9% em 2010 e, depois caiu para 70.3% em 2017. No entanto, os indicadores de Cabo Verde estão ao nível dos países desenvolvidos (Ncube e Brixiová, 2015) e muito acima dos países da África Subsaariana (Nyantakyi e Sy, 2015).²⁵ Essa queda tem precisamente a ver com a melhoria da eficiência dos bancos (que vêm diminuindo o índice de concentração das duas maiores instituições e aumentando a concorrência), eliminado assim o enviesamento do rácio de bancarização justificado sobretudo pela abertura de mais de uma conta por cidadão.²⁶ Os ativos líquidos bancários em relação ao PIB cresceram consideravelmente, passando de 71.16% em 2004 para 141.34% em 2017 (Tabela 2.1). Este crescimento é resultado de um maior peso do crédito bancário na economia (que quase duplicou entre 2004 e 2017, passando de 36.33% para 61.99% do PIB) e da manutenção de uma parte significativa da dívida pública interna nos bancos.²⁷ A dívida do governo central ao sistema bancário manteve-se sempre acima dos 62% da dívida interna (a mínima verificada em 2012 em consequência da crise de 2007-2008), fixando-se em 67.19% em 2017 (dados do Banco de Cabo Verde).

Em termos de robustez, o setor bancário cabo-verdiano mostra-se estável e com uma boa adequação de capital. O rácio de solvabilidade manteve-se sempre acima dos 14% desde 2004 (Tabela 2.1). Isto é particularmente importante para a estabilidade macroeconómica do país (Čihák *et al.*, 2012).

²⁴ Em 2000, os ativos líquidos bancários totalizaram 45,079.71 milhões de ECV (BCV, 2000).

²⁵ Para Beck e Cull (2013, p. 12), “Cape Verde and Mauritius continue to exceed predicted financial development levels. Most African countries, however, continue to fall short of predicted development levels though the gap has narrowed a bit.”

²⁶ Dados do Instituto Nacional de Estatísticas pelo Censo de 2010 estima uma população de 537.661 habitantes em 2017.

²⁷ De acordo com Čihák *et al.* (2012, p. 10), “for financial institutions, the variable that has received much attention in the empirical literature on financial development is private credit, defined as deposit money bank credit to the private sector as a percentage of GDP.”

Tabela 2.1: Evolução do setor bancário em Cabo Verde entre 2004 e 2017

Indicadores bancários	2004	2010	2017
Acesso			
Número de bancos comerciais	4	8	7
Número de balcões	42	105	112
Ativos líquidos (milhões ECV)	67,799	141,143	240,347
Grau de bancarização da população (%)	61.0	91.9	70.3
Profundidade financeira/Dimensão			
Ativos bancários/PIB (%)	71.16	101.86	141.34
Depósitos bancários/PIB (%)	57.94	72.18	115.48
Crédito interno fornecido pelo setor bancário (% PIB)	36.33	60.99	61.99
Dívida do governo central ao sistema bancário (milhões ECV)	23,573	26,303	45,684
Eficiência			
Índice de concentração das duas maiores instituições - créditos	0.78	0.72	0.67
Índice de concentração das duas maiores instituições - depósitos	0.89	0.78	0.72
Estabilidade			
Solvabilidade (%)	14.10	15.26	17.29
Z-score	3.38	3.35	3.00
Crédito por Depósitos (%)	51.3	79.2	55.8

Fonte: Banco de Cabo Verde

Em termos de competitividade, analisa-se a evolução das atividades dos créditos e depósitos em Cabo Verde. No período de 1980-2017, seguindo os dados do Banco de Cabo Verde, os créditos atribuídos à economia passaram de 1,094.9 milhões de ECV para 107,896.9 milhões de ECV e, os depósitos à ordem em moeda nacional evoluíram de 1,208.55 milhões de ECV para 65,600.81 milhões de ECV. Como mostra a Fig. 2.7, em média, os créditos tiveram uma taxa de crescimento superior aos depósitos à ordem em moeda nacional entre 1980 e 2017 (14.73% contra 12.43%). A partir de 2000, tanto os créditos como os depósitos alcançaram taxas de crescimentos máximos em 2006 (30.08% e 33.4% respetivamente). Com a crise financeira de 2007-2008, as atividades caíram entre 2008 e 2011, com maior incidência nos depósitos, pois houve queda nas remessas de emigrantes e das receitas de turismo em 2009, com efeitos imediatos na liquidez dos bancos.

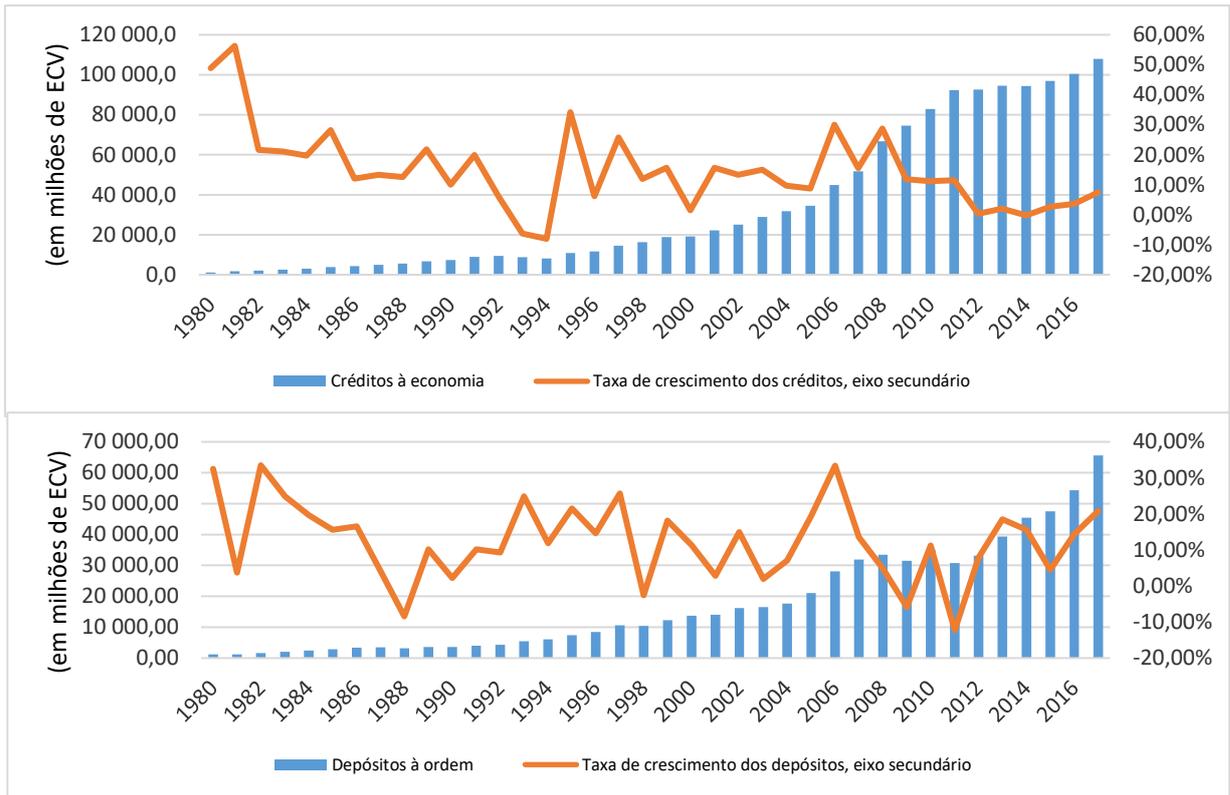


Fig. 2.7: Evolução dos créditos à economia e dos depósitos à ordem em Cabo Verde (1980-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

Ainda, devido aos efeitos da crise financeira, a partir de 2008 os bancos em Cabo Verde passaram a conceder mais créditos ao governo e empresas públicas, passando de 13.79% do PIB em 2008 para 27.93% do PIB em 2017 (conforme a Fig. 2.8).

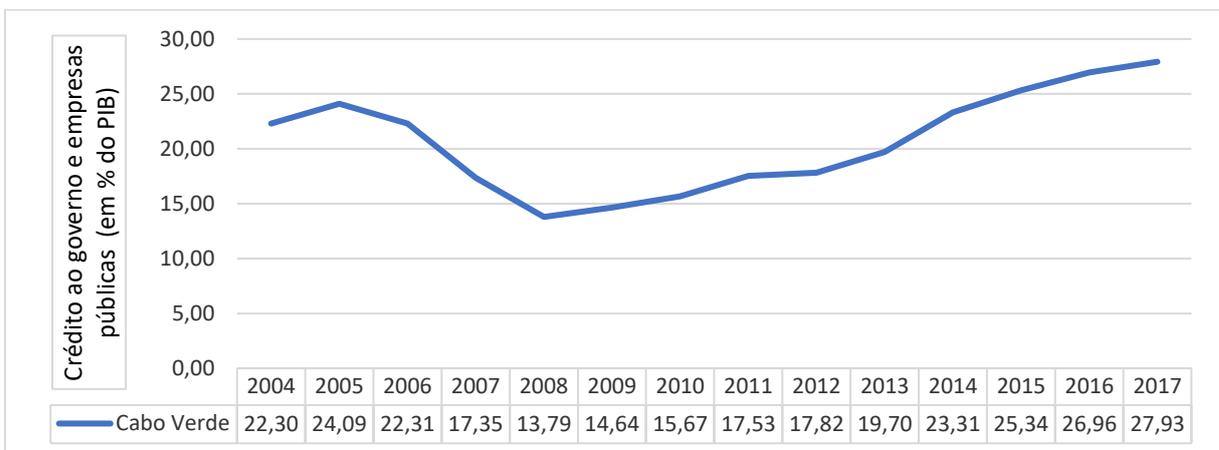


Fig. 2.8: Crédito ao governo e empresas públicas em Cabo Verde (em % do PIB, de 2004-2017)

Fonte: Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global, Banco Mundial

De acordo com o relatório e contas do Banco Comercial do Atlântico (BCA, 2018, p. 18), em 2017 “o sistema bancário continuava competitivo embora o número de bancos comerciais tenha reduzido de 8 para 7 devido à aplicação de uma medida de resolução ao Novo Banco, S.A.” As duas maiores instituições do sistema viram as suas quotas de mercado no crédito diminuírem, enquanto nos depósitos aumentaram. Isto levou a diminuição da concentração bancária, medida pelo Índice de Hirshman e Herfindahl (IHH). Este índice é utilizado para avaliar a concentração do setor bancário a partir da soma das participações proporcionais ao quadrado de todos os bancos no mercado. Varia de 0 a 10.000 pontos, sendo o setor considerado moderadamente concentrado se o índice se situar entre 1000 e 1800 pontos e altamente concentrado se o índice se situar acima dos 1800 pontos (BCV, 2018). A concentração bancária, medida pelo Índice de Hirshman e Herfindahl (IHH), indica diminuição da concentração e aumento da concorrência entre os bancos ao longo dos anos (BCV, 2018). No entanto, a indústria bancária em Cabo Verde ainda é altamente concentrada em duas instituições (BCA e CAIXA), detendo as duas 67% do mercado de crédito e 72% do mercado de depósitos em 2017 (BCV, 2018; World Bank, 2017). Para o Banco de Cabo Verde (BCV, 2018, p. 111), “os dois bancos, enquanto instituições sistemicamente relevantes, desempenham um papel crucial para a estabilidade do sistema financeiro nacional.”

Para analisar o desempenho do setor bancário são utilizados alguns rácios prudenciais e de gestão que envolvem aspetos como a liquidez, a adequação de capital, a qualidade de ativos, a eficiência e a rentabilidade. A liquidez é a capacidade dos bancos de dispor, a todo o momento, dos fundos necessários para cumprir as suas obrigações (normalmente levantamento de clientes). A adequação de capital ou solvabilidade é a capacidade do banco de suportar perdas de valor dos ativos. A qualidade de ativos refere-se à composição do balanço dos bancos, formado por ativos rentáveis (créditos, títulos, etc.) e não rentáveis. Sendo os créditos ativos rentáveis, o incumprimento (crédito vencido) é o principal indicador de risco de crédito. A eficiência e a rentabilidade medem como os recursos são utilizados e a remuneração obtida.

A Tabela 2.2 descreve os principais indicadores prudenciais e de desempenho do setor bancário em Cabo Verde entre 2004 e 2017. No entanto, utilizam-se os Principais Indicadores do Sistema Bancário do Banco de Cabo Verde para análise com maior incidência no período compreendido

entre dezembro de 2010 e dezembro de 2017 (período que coincide com maior disponibilidade de dados agregados quer por parte do Banco de Cabo Verde, quer por parte do Banco Mundial).

De acordo com os Principais Indicadores do Sistema Bancário do Banco de Cabo Verde, no período de dezembro de 2010 a dezembro de 2017 o rácio de reservas primárias (caixa e disponibilidades no Banco Central/ativo total) e o rácio de reservas secundárias (carteira de títulos/ativo total) tiveram uma média de 11.16% e 18.06% dos ativos, respetivamente. Os dois rácios de reservas juntos representam uma média de 29.22% dos ativos, o que é muito para um setor a procura de rentabilidade, mas garante a estabilidade de curto prazo pela liquidez dos ativos. De referir que, do total da carteira de títulos do sistema bancário, 60.7% correspondiam a títulos de dívida pública em 2017 (59.5% em 2016), um aumento de 11,8% (3 mil milhões de ECV) (BCV, 2018). O rácio de transformação (créditos/depósitos) apresentava uma média de 68.37%, o que permite concluir que apenas 68.37% dos depósitos são transformados em créditos, evidenciando liquidez dos bancos. De acordo com o World Bank Group (2019, p. 11), essa *“liquidez é relativamente elevada, em particular nos bancos mais pequenos e mais recentes, e depende sobretudo de depósitos de remessas”*. Pelos Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global do Banco Mundial, nota-se um comportamento semelhante na evolução do rácio de transformação de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles, sobretudo no período durante e após a crise financeira onde houve um aumento do risco de liquidez.

Na dimensão de adequação de capital é analisado o rácio de capital baseado em risco (fundos próprios/ativo ponderado pelo risco). Cabo Verde mantém uma posição favorável, pois o rácio de adequação de capital passou de 14.1% em 2004 para 15.26% em 2010 e, manteve-se superior a 15.17% entre 2010 e 2017 - muito acima dos requisitos de capital mínimo de Basileia II de 8% e do mínimo regulamentar de Cabo Verde que é de 10% (Tabela 2.2).

Tabela 2.2: Evolução dos principais indicadores prudenciais e de desempenho do setor bancário em Cabo Verde (em 2004, 2010 e 2017)

Indicadores	Unidades	2004	2010	2017	Média dez/2010-dez/2017
Adequação de capital					
Solvabilidade	%	14.10	15.26	17.29	15.17
Qualidade de ativos					
Crédito Total	milhões ECV	29,761.33	87,075.69	111,584.21	99,132.75
Crédito e juros vencidos/ Crédito Total	%	7.23	4.11	13.17	11.76
Carteira de títulos/Ativo Total	%	25.62	17.34	19.32	18.06
Rentabilidade					
ROA - após impostos	%	0.70	0.70	0.50	0.21
ROE - após impostos	%	13.20	9.90	7.50	2.83
Produto Bancário	milhões ECV	3,169.02	7,163.45	8,203.28	4,502.64
Margem Financeira / Produto Bancário	%	65.51	76.11	77.03	74.69
Cost-to-income	%	67.20	59.73	60.20	67.45
Liquidez					
Depósitos	milhões ECV	58,066.80	109,978.19	199,886.35	149,681.20
Caixa e Disponibilidades/Ativo Total	%	22.46	12.13	13.80	11.16
Carteira de títulos/Ativo Total	%	25.62	17.34	19.32	18.06
Rácio de Transformação	%	51.30	79.18	55.82	68.37
Ativo Líquido/ Ativo Total	%		8.15	22.12	17.85

Fonte: Banco de Cabo Verde

De acordo com o relatório da World Bank Group (2019, p. 10-11), os efeitos da crise financeira mundial ainda continuam a afetar o sistema financeiro cabo-verdiano: “A qualidade dos ativos que se deteriorou devido ao abrandamento no imobiliário ligado ao setor do turismo, continua a ser uma preocupação para o sistema bancário, apesar de existirem medidas prudentes”. Em 2010, os créditos em incumprimento (*non-performing loans*, NPLs) representavam 4.11% dos créditos totais e, tendo passado para 13.17% em 2017 (registando uma média trimestral de 11,76% nesse período, Fig. 2.9), muito superior à média mundial de 3.74% e a média de países semelhantes como Seicheles e Maurícias (de aproximadamente 7%).

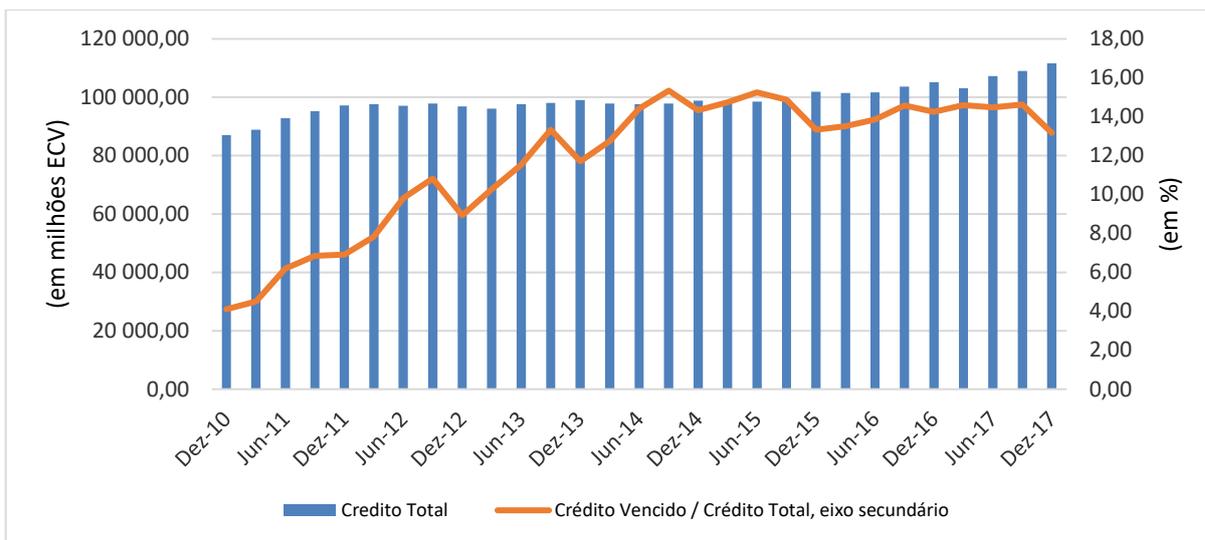


Fig. 2.9: Evolução do crédito e do crédito vencido em Cabo Verde (dados trimestrais, de 2010-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

A carteira de títulos em percentagem de ativos bancários cresceu ligeiramente de 2010 para 2017 e, representava 19.32% dos ativos no último trimestre de 2017 (Fig. 2.10). Importa referir que essa carteira de títulos inclui, para além dos títulos de dívida pública, outros ativos financeiros (inclusive títulos do banco central).²⁸ Deve-se acrescentar ainda que o Banco Comercial do Atlântico é o único banco que possui na sua carteira os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF), em montante bastante significativo, 6.4 mil milhões ECV (BCA, 2018).

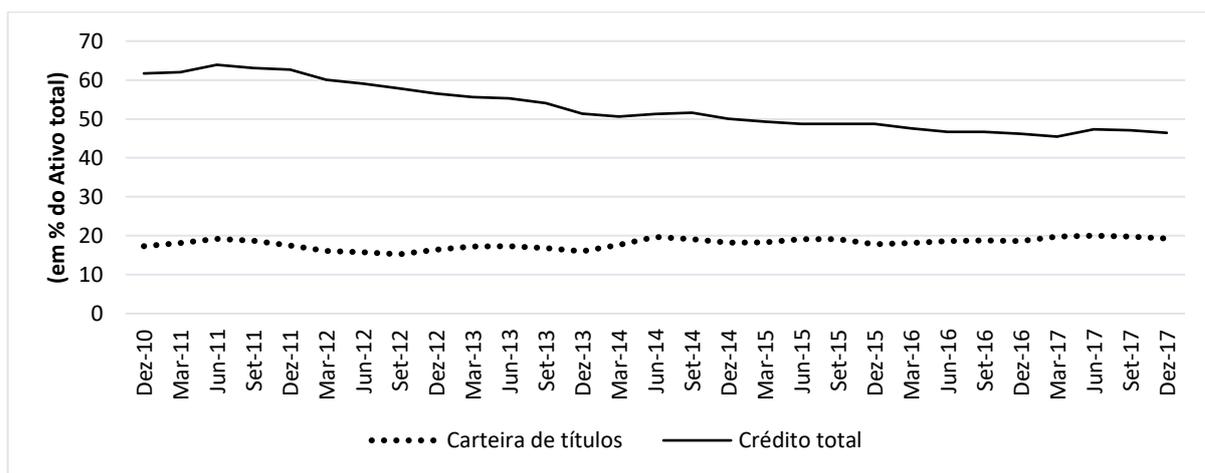


Fig. 2.10: Evolução do crédito e da carteira de títulos em percentagem de ativos bancários em Cabo Verde (dados trimestrais, de 2010-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

²⁸ O Banco de Cabo Verde, no âmbito da execução da sua política monetária, dispõe de títulos de intervenção monetária e de títulos de regulação monetária.

Para a análise de evolução da eficiência e rentabilidade do setor utilizaram-se os Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global do Banco Mundial para o período 2008-2017. A eficiência, medida pelo rácio *cost-to-income*, indica perda de eficiência para os bancos em Cabo Verde, por exemplo no período 2009-2017 (Fig. 2.11). A diferença do indicador de Cabo Verde relativamente à Maurícias e Seicheles é, em média, acima de 23 pontos percentuais e confirma a pouca eficiência do setor.

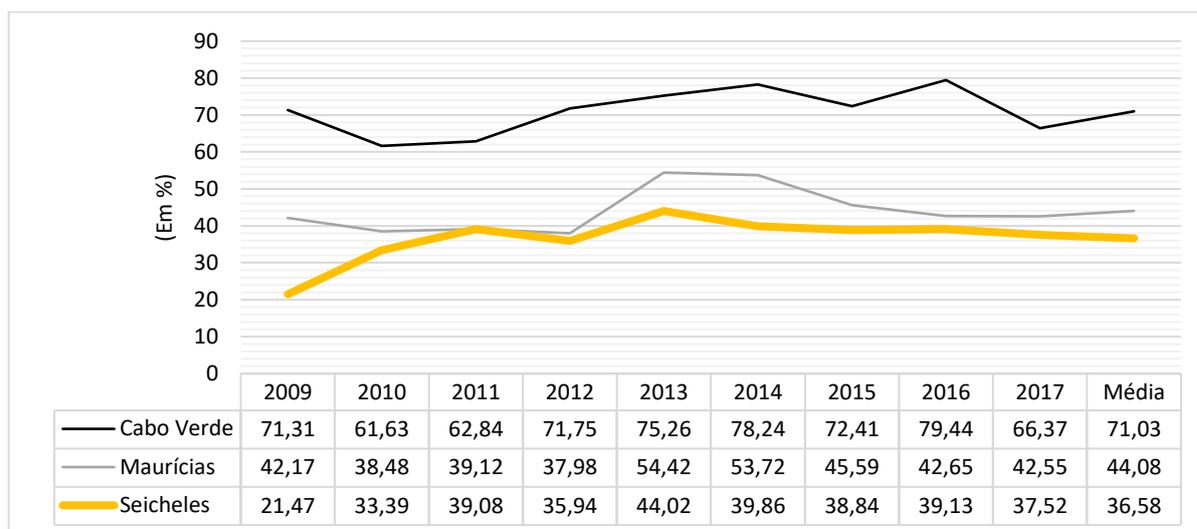


Fig. 2.11: Evolução comparativa do rácio *cost-to-income* de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2009-2017)

Fonte: Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global, Banco Mundial.

Pode-se verificar pela Fig. 2.12 que a rentabilidade dos bancos em Cabo Verde é baixa relativamente a países semelhantes. Entre 2009 e 2017, ROA teve uma média de 0.61%. No período 2009-2017, a rentabilidade dos capitais próprios (ROE) dos bancos em Cabo Verde tem uma evolução em média semelhante à de Maurícias (9.12% e 10.2%, respetivamente), no entanto, são mais baixas quando comparadas à rentabilidade de bancos em Seicheles (27.05%). Para World Bank Group (2019, p. 11), o setor bancário de Cabo Verde “*em geral ainda é limitado por baixa rentabilidade e elevados custos de funcionamento*”.

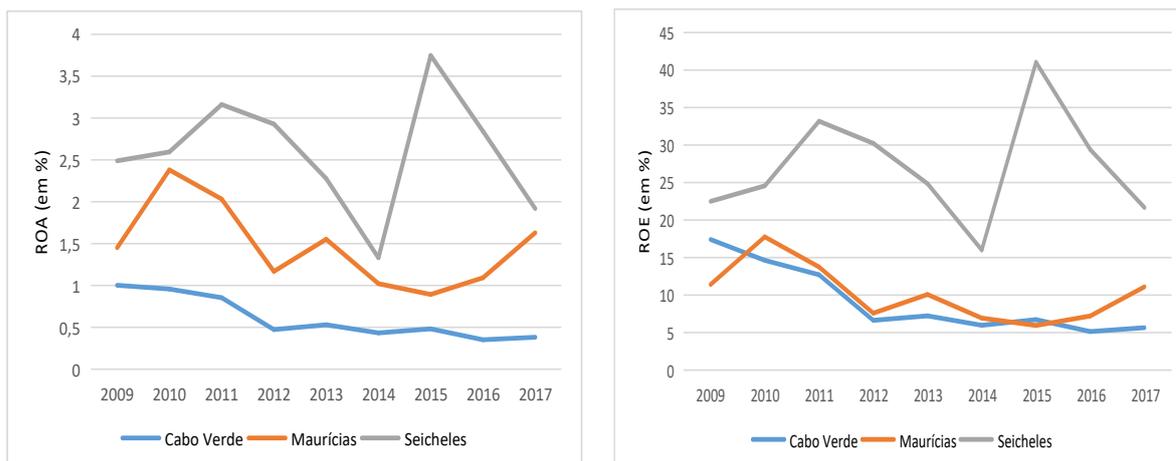


Fig. 2.12: Evolução comparativa do ROA e ROE de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2009-2017)

Fonte: Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global, Banco Mundial.

Por fim, apesar da rentabilidade ser baixa, e em virtude de uma menor competitividade no setor, o sistema bancário em Cabo Verde apresenta uma maior estabilidade financeira (Z-score) relativamente a Maurícias e Seicheles (Fig. 2.13).

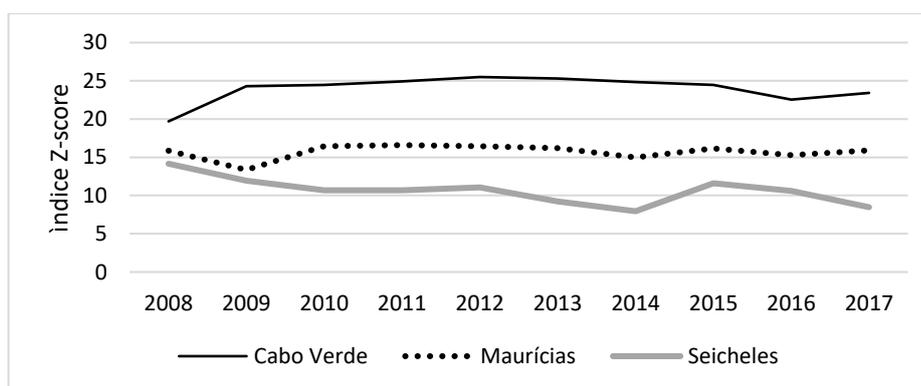


Fig. 2.13: Evolução comparativa da estabilidade do sistema bancário de Cabo Verde, Maurícias e Seicheles (2008-2017)

Fonte: Indicadores do Desenvolvimento Financeiro Global, Banco Mundial.

2.4 Síntese do capítulo

Cabo Verde tem tido um progresso económico desde a sua independência em 1975. Para o processo de desenvolvimento do país muito contribuíram as remessas de emigrantes e o desenvolvimento do turismo. O setor turístico tem funcionado como um elemento impulsionador e uma alavanca para todos os outros setores da atividade económica, inclusive a banca. Como

consequência, Cabo Verde passou a ser um país de rendimento médio-baixo em 2007. Esta graduação é, por um lado, o resultado de um desenvolvimento à custa de um elevado nível de endividamento (rácio da dívida pública em relação ao PIB era na altura maior que 70%) e, por outro lado, coloca desafios ao país quanto a resiliência da sua condição de insularidade e da sua forte dependência do exterior. O país viu-se também restringido em termos de acesso ao financiamento externo em condições especiais como é o caso de empréstimos concessionais e da ajuda pública ao desenvolvimento para financiar o défice orçamental. A parceria estratégica com a União Europeia e a manutenção do Acordo de Cooperação Cambial, neste caso com o euro, é fundamental para o país manter sólidas as bases macroeconómicas de forma a garantir a estabilidade macroeconómica.

O setor bancário em Cabo Verde apresenta uma evolução significativa em termos de dimensão e importância relativa na economia, nomeadamente no crédito à economia e na aplicação na dívida pública. Face ao elevado risco de crédito e ao endividamento do setor privado, os bancos têm investido os seus ativos em títulos de dívida pública e daí registarem elevada liquidez, pois as reservas primárias e as reservas secundárias juntas representam quase um terço do total de ativos do setor. As dificuldades dos bancos na aplicação da liquidez são ainda maiores pela falta de alternativas no mercado, com consequência na baixa rentabilidade verificada nos ativos e nos capitais próprios.

Pode-se concluir que o setor bancário em Cabo Verde é ainda pouco competitivo e muito concentrado em dois bancos, detendo os dois mais de dois terços do mercado de crédito e do mercado de depósitos em 2017. Contudo, apesar dessa concentração vem diminuindo com os anos com o surgimento de novos bancos no sistema, os bancos em Cabo Verde ainda são pouco eficientes e pouco rentáveis.

Capítulo 3: Metodologia de dados em painel e amostra da pesquisa

3.1 Modelos de dados em painel

Nesta secção faz-se uma apresentação e caracterização da metodologia de dados em painel.

3.1.1 Organização de dados em painel

A presente tese utiliza o modelo de dados em painel (também denominado de dados longitudinais, conforme Wooldridge, 2012).²⁹ Essa metodologia é caracterizada pelo uso combinado num mesmo modelo estatístico de dados em séries temporais (*time-series*) e dados com cortes seccionais (*cross-sections*). Ao juntar esses dois modelos de organização de dados (séries temporais e dados seccionais), a utilização de dados de painel apresenta vantagens e proporciona alguns benefícios (ver, por exemplo, Baltagi, 2005; Wooldridge, 2001; Wooldridge, 2012; Dantas *et al.*, 2010), a destacar: a) permite a investigação do efeito do tempo e entre indivíduos nos dados, pois são ótimos para análise quantitativa das relações económicas, permitindo explorar, em simultâneo, variações ao longo do tempo e entre diferentes unidades; b) permite o aumento do tamanho da amostra, o que possibilita um maior número de observações, mais informações sobre os dados, menos risco de multicolinearidade (dada a heterogeneidade entre as unidades *cross-sections*) e o aumento de graus de liberdade nas estimações, tornando assim as inferências estatísticas mais credíveis (principalmente os testes t e F que ficam mais robustos); c) permite a construção de modelos e estimação de efeitos mais complicados que simplesmente não são detetáveis em modelos com dados apenas seccionais ou temporais; d) dados em painel são eficientes para medir com precisão, dados em micro painel e dados onde o número de períodos é relativamente pequeno (Baltagi, 2005); e) permite estudar melhor a dinâmica dos ajustamentos, o que não é possível na

²⁹ De acordo com Wooldridge (2012, p. 854), “*Ordinary Least Squares (OLS): A method for estimating the parameters of a multiple linear regression model. The ordinary least squares estimates are obtained by minimizing the sum of squared residuals.*”

análise de dados *cross-section*; e f) permite ter múltiplas observações sobre as mesmas unidades e controlar a heterogeneidade individual, pois de acordo com Wooldridge (2012, p. 575) “[...] *panel data are very powerful, as they allow us to control for unobserved heterogeneity while dealing with simultaneity.*” Desta forma, o resultado obtido na regressão de dados em painel possui uma maior confiabilidade e robustez.

Gujarati (2006) e Baltagi (2008) corroboram as vantagens acima apresentadas e argumentam que a combinação de séries temporais com dados *cross-sections* permite a estimação mais completa e eficiente de modelos econométricos. Porém, é mais complexa devido ao aumento da heterogeneidade entre as unidades *cross-section*. Outra limitação apontada por Baltagi (2005) resultada da dificuldade de organização de dados em séries temporais e/ou *cross-section*.

Nos dados em painel, quando existe o mesmo período T para as mesmas N unidades seccionais, está-se em presença de um painel balanceado ou equilibrado. Se o número de dados para as unidades temporais não são o mesmo para todas as unidades seccionais então o painel é designado por não balanceado ou desequilibrado (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012).³⁰ Um painel não balanceado pode ser transformado num painel balanceado através da eliminação de unidades seccionais ou temporais cujos dados estão em falta (Marques, 2000). Mas esse procedimento poderá resultar num conjunto de dados que não é representativo da população em estudo e perdas de graus de liberdade. Por outro lado, manter um painel não balanceado aumenta a quantidade de dados (Gujarati, 2006), por evitar o abandono de determinados indivíduos, anos ou variáveis que não apresentam um conjunto completo de observações. Para Wooldridge (2005), o problema do painel não balanceado ou desequilibrado é determinar a razão pela qual o painel não é balanceado.

3.1.2 Especificação e métodos de estimação dos modelos com dados em painel

A organização de dados no tempo permite estimar modelos de regressão de efeitos agrupados (*pooled*) e modelos de efeitos de painel (Greene, 2002). No modelo *pooled*, a estimação é feita

³⁰ Baltagi (2005, p. 165) “*These typical scenarios lead to “unbalanced” or “incomplete” panels.*”

assumindo que os parâmetros α e β são comuns para todos os indivíduos, conforme a equação seguinte:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \dots + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

onde i representa a i -ésima unidade *cross-sections* ($i = 1, \dots, N$) e t o t -ésimo período de tempo ($t = 1, \dots, T$); Y_{it} é a variável dependente; α é o intercepto e representa os efeitos específicos (ou características) comuns a todas as unidades e, não varia ao longo do tempo; β é um vetor de dimensão $k \times 1$ parâmetros desconhecidos do modelo; X_{it} é um vetor de dimensão $1 \times k$ das observações das variáveis explicativas; ε_{it} é o termo de erro.

O teste à poolabilidade dos dados (*poolability*) considera a estimação de um modelo reduzido (Greene, 2002), o qual assume que existe homogeneidade nos coeficientes de intersecção e de declive, ou seja, que os parâmetros α e β são comuns a todas as unidades. Logo podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), tal como sugerida na equação (3.1). O MQO tem como objetivo encontrar os parâmetros do modelo que melhor se ajustem a um conjunto de dados, através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos (diferenças entre os dados observados e dados estimados), ou seja, minimiza o valor de $\hat{\varepsilon}_{it}^2$ na equação (3.1). Formalmente (ver Wooldridge, 2012):

$$\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_{it}^2 = \sum_{i=1}^n (y_{it} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{1it} - \dots - \hat{\beta}_k x_{kit})^2 \quad (3.2)$$

Para utilizar este método de estimação, é necessário assumir que o termo do erro ε_{it} é normal, ou seja, $iid(0, \sigma^2)$ para todo o i e t , e que as observações não estão correlacionadas (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). O modelo de efeitos *pooled* apresenta como vantagem, o facto de ser relativamente fácil de estimar, mas tem como desvantagem o pressuposto assumido de que os efeitos não diferem entre unidades, tornando-o assim muito restritivo e um pouco irrealista.

O problema com a regressão do tipo *pooled* é que perde a oportunidade de detetar e identificar diferenças intrínsecas entre as unidades observáveis. Assim, nas situações em que se assume que

os parâmetros α e β não são comuns para todos os indivíduos, o intercepto e os coeficientes da regressão são diferentes, tanto para as unidades *cross-section* com para cada período. Assim surgem os modelos de efeitos de painel, que são duas especificações geradas cujas estimações vão depender da hipótese de uma possível correlação existente entre o termo do erro (ε_i) e as variáveis explicativas X_{it} (formalmente $\text{cov}(\varepsilon_i | X_i) \neq 0$). Dependendo das especificações, a solução pode dar origem ao modelo de efeitos fixos e modelo de efeitos aleatórios (Wooldridge, 2001; Gujarati, 2006; Dantas *et al.*, 2010).

O modelo geral de dados em painel, que combina dados em séries temporais com dados *cross-section*, para uma variável dependente (y), pode ser representado da seguinte forma (Wooldridge, 2001, 2012; Gujarati, 2006):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

onde $i = 1 \dots N$ unidades *cross-section* (países, empresas, indivíduos, ...) em $t=1, 2, \dots, T$ períodos. A variável dependente é representada pelo Y , o X descreve o conjunto de k variáveis explicativas, α_i são os efeitos fixos individuais de cada unidade, que não variam ao longo do tempo e ε_{it} é o termo de erro. Para Baltagi (1995), este termo de erro divide-se num termo constante no tempo (a_i) e um termo aleatório (μ_{it}), ou seja, $\varepsilon_{it} = a_i + \mu_{it}$. Conforme Wooldridge (2012, p. 460), “*The variable a_i captures all unobserved, time-constant factors that affect Y_{it} . [...] Generically, a_i is called an unobserved effect. It is also common in applied work to find a_i referred to as a fixed effect, which helps us to remember that a_i is fixed over time.*”

Os modelos de dados em painel assumem dois tipos de efeitos dependendo se o termo de erro (a_i) estiver ou não correlacionado com os regressores (formalmente $\text{cov}(a_i | x_i) \neq 0$): modelo de efeitos fixos e modelo de efeitos aleatórios. Se o termo de erro (a_i) estiver correlacionado com os regressores, o modelo a estimar deve ser de efeitos fixos (Wooldridge, 2001; Gujarati, 2006; Dantas *et al.*, 2010). A estimação é feita assumindo que os parâmetros α e β não são comuns entre os indivíduos, ou seja, existe diferenças ou heterogeneidade entre os indivíduos (Wooldridge, 2001; Gujarati, 2006; Dantas *et al.*, 2010). Essas diferenças, normalmente denominado “*unobserved effect*” são captadas na parte constante (α) e são invariantes no tempo (Wooldridge, 2012, p. 460).

Considerando que todas as outras premissas se verificam, a utilização desse modelo permite obter estimadores que são centrados/consistentes e eficientes (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012).³¹ Apesar de o coeficiente de intersecção ser diferente entre as unidades, neste modelo continua a existir homogeneidade no coeficiente de declive (Wooldridge, 2001; Gujarati, 2006; Dantas *et al.*, 2010), tal como apresenta a equação (3.3). Este modelo apresenta como vantagem o facto de capturar as diferenças não observadas entre unidades (Greene, 2002), mas tem como desvantagem a inclusão de variáveis *dummy* que causam perdas de graus de liberdade e fazem com que as estimativas do modelo sejam menos eficientes do que o modelo de efeitos aleatórios (Wooldridge, 2012).

Uma das formas de eliminar o efeito fixo é denominado de transformação de efeitos fixos (Wooldridge, 2012). Este método consiste na estimação de modelos de efeitos fixos a partir das médias das respetivas séries temporais, ou seja, “(...) *for each i, average this equation over time.*” (Baltagi, 2005, p. 484) e, passa a equação (3.3) a ser representada da seguinte forma:

$$\bar{Y}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \bar{X}_{1it} + \dots + \beta_k \bar{X}_{kit} + \bar{\varepsilon}_{it} \quad (3.4)$$

onde \bar{Y}_i e \bar{X}_{ki} são as médias temporais das respetivas variáveis para cada indivíduo.

A estimação do parâmetro desconhecido (α_i) pode ainda ser efetuada por vários métodos (Baltagi, 2005; Dougherty, 2006; Wooldridge, 2012): Variáveis Centradas (*Within-Groups*), Primeiras Diferenças (*First Differences*) e Mínimos Quadrados com Variáveis Dummy (MQVD ou *Least Squares Dummy Variable*). Para além destes métodos, existe um método mais simples para fazer estimações de efeitos fixos - MQO.

O Método das Variáveis Centradas consiste em calcular os valores médios das variáveis observadas e subtraí-los de cada observação da variável original, ou seja, consiste em centrar as variáveis, o que causa a eliminação do efeito não observado, ou seja, do parâmetro a estimar (Dougherty,

³¹ De acordo com Ferreira (2016, p.322-323): “Para que os estimadores obtidos pelos efeitos fixos tenham as propriedades desejadas, é necessário cumprir determinadas premissas [...]. Neste caso as premissas são: linearidade dos parâmetros, amostragem aleatória, média condicionada nula, variabilidade na amostra e ausência de colinearidade perfeita, homoscedasticidade e, ausência de autocorrelação”.

2006). Tendo em consideração a equação (3.3), ao aplicar o Método das Variáveis Centradas obtém-se a expressão conforme a seguinte equação (Wooldridge, 2012):

$$Y_{it} - \bar{Y}_{it} = \beta_1(X_{1it} - \bar{X}_{1i}) + \dots + \beta_k(X_{kit} - \bar{X}_{ki}) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (3.5)$$

onde \bar{Y}_i e \bar{X}_{ki} são as médias temporais das respetivas variáveis para cada indivíduo.

A principal desvantagem deste método é o facto de não considerar variáveis que representam os efeitos fixos, cujos valores não se alteram ao longo do tempo (Dougherty, 2006).

Outro método de estimação referido para estimar os modelos de efeitos fixos é o das Primeiras Diferenças. Este método é assim designado porque consiste na diferença entre os valores calculados para o período atual e os valores calculados para o período anterior, ou seja, elimina o efeito não observado através da subtração da observação do período anterior da observação atual, para todos os períodos (Dougherty, 2006). Para Wooldridge (2012, p. 484), “*First differencing is just one of the many ways to eliminate the fixed effect, α_i* ”. Tendo em consideração a equação (3.3), o método das Primeiras Diferenças baseia-se no modelo seguinte:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \beta_1(X_{1it} - X_{1it-1}) + \dots + \beta_k(X_{kit} - X_{kit-1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (3.6)$$

sendo Y_{it-1} e X_{kit-1} o desfasamento por um período das respetivas variáveis para cada indivíduo.

Uma das grandes limitações deste método é a perda de n graus de liberdade devido ao facto de ocorrer a perda de uma observação para todos os indivíduos (Dougherty, 2006; Wooldridge, 2012). Também elimina do modelo a heterogeneidade não observada, o coeficiente de intersecção e qualquer variável exógena que permaneça fixa (Wooldridge, 2012).

O método dos Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummy* (MQVD) também pode ser usado para estimar os modelos de efeitos fixos (Baltagi, 2005; Dougherty, 2006), onde os efeitos não observados são colocados explicitamente no modelo através de variáveis *dummy*, específicas para cada indivíduo (Dougherty, 2006). O modelo base deste método é:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_k X_{kit} + A_i + \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

onde A_i é o vetor / matriz de efeitos fixos da variável dependente Y_i para todo o i .

Este método, após a inclusão das variáveis *dummy*, pode ser estimado pelo método MQO (Baltagi, 2005). O método MQVD é o mais utilizado, uma vez que devido às suas características, utiliza as variáveis *dummy* para captar as diferenças entre os vários indivíduos. A desvantagem do método MQVD é quando o número de unidades (N) é muito grande, pois implica a estimação de um número muito elevado de parâmetros o que leva a perda de graus de liberdade (Baltagi, 2005).³² A única diferença entre este método e o das variáveis centradas é no número de graus de liberdade (Dougherty, 2006).

Se não houver correlação entre a componente fixa do erro (a_i) e as variáveis independentes, então o modelo a estimar deve ser de efeitos aleatórios (Wooldridge, 2001; Gujarati, 2006; Dantas *et al.*, 2010). A estimação é feita assumindo que existem heterogeneidades entre as unidades, através do termo erro (ε_{it}), as quais não são possíveis de observar ou de medir (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). Neste contexto, estes efeitos são representados sob a forma de uma variável aleatória. Neste modelo assume-se que os erros são homoscedásticos e não autocorrelacionados (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). O modelo considera a constante (α) não como parâmetro fixo, mas como parâmetro aleatório não observável. Portanto, os indivíduos têm uma média comum para o intercepto. A utilização desse modelo permite obter estimadores que são consistentes e eficientes (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). Assim, os modelos com efeitos aleatórios utilizam um processo de estimação que assume o pressuposto da heterogeneidade das unidades dos indivíduos no termo de erro (a_i), conforme apresenta a equação (3.3). Neste caso, $\varepsilon_{it} = a_i + \mu_{it}$, onde a_i é o termo de erro transversal e representa um efeito específico individual e μ_{it} é o termo de erro de observação individual e representa o efeito aleatório individual não observável de cada unidade (ou seja, é uma perturbação residual entre as unidades e que não varia ao longo do tempo).

³² “This fixed effects (FE) least squares, also known as least squares dummy variables (LSDV), suffers from a large loss of degrees of freedom.” (Baltagi, 2005, p. 13)

Os modelos de efeitos aleatórios apresentam como vantagem o facto de assumirem que os efeitos não observados (ε_{it}) não estão correlacionados com o regressor, uma vez que estes efeitos são determinados aleatoriamente (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). Este modelo tem como pressuposto assumido de que pode não ser apropriado e a sua violação pode provocar estimativas enviesadas e inconsistentes (Wooldridge, 2012).

Nos modelos com efeitos aleatórios, a estimação pelo método MQO não é eficiente, assim como a estimação MQVD, devido à configuração da matriz da covariância (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). Assim, a estimação é assegurada pelo método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG ou *Generalised Least Squares*), considerada apropriada para modelos de efeitos aleatórios (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). Para além do método MQG, a estimação do parâmetro desconhecido ou do efeito não observado pode ser ainda efetuada por vários outros métodos como o método dos Mínimos Generalizados Estimados (MGE ou *Feasible Generalised Least Squares*) e o estimador de Hausman e Taylor ou Método das Variáveis Instrumentais (IV – *Instrumental Variables*) (Greene, 2002).

O método de estimação MQG pressupõe a transformação dos dados com posterior utilização do método de estimação MQO nos dados transformados (Greene, 2002). Segundo Wooldridge (2012), para que o procedimento de transformação tenha boas propriedades, N deve ser grande e T relativamente pequeno. Para derivar a transformação MQG que elimina a correlação serial nos erros é necessária uma operação algébrica matricial sofisticada (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2010, 2012). A transformação aos dados é iniciada com o cálculo de λ , que é uma fração da média que depende das variâncias das componentes do erro e de T (Wooldridge, 2012), de acordo com:³³

$$\lambda = 1 - \left[\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_a^2} \right]^{1/2} \quad (3.8)$$

Onde $\sigma_u^2 = Var(u_i)$, $\sigma_a^2 = Var(a_i)$ e T os períodos.

Após a transformação da equação (3.3), obtém-se a seguinte equação aonde as barras superiores representam as médias temporais das variáveis (Wooldridge, 2012):

³³ O valor de λ está sempre entre zero e um (Ferreira, 2016).

$$Y_{it} - \lambda \bar{Y}_i = \beta_0(1-\lambda) + \beta_1(X_{1it} - \lambda \bar{X}_{1i}) + \dots + \beta_k(X_{kit} - \lambda \bar{X}_{ki}) + (v_{it} - \lambda \bar{v}_i) \quad (3.9)$$

Os modelos de efeitos fixos e os modelos de efeitos aleatórios consideram a heterogeneidade dos indivíduos quer através de uma forma fixa (efeitos fixos) quer através de uma forma aleatória (efeitos aleatórios) (Wooldridge, 2001; Gujarati, 2006; Dantas *et al.*, 2010). Portanto, a escolha do modelo adequado aos dados a analisar e consequentemente do respetivo método de estimação vai depender do grau de homogeneidade dos coeficientes de intersecção e de declive e da correlação entre o termo de erro e os regressores (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2001, 2005, 2012; Gujarati, 2006; Dantas *et al.*, 2010).

É importante realçar que os métodos de estimação são os mesmos, quer para um painel balanceado, quer para um painel não balanceado (Wooldridge, 2012). De qualquer das formas, Athanasoglou *et al.* (2006) considera os efeitos fixos como os mais adequados para estimar modelos quando a estrutura de dados em painel é não balanceada. Para Baltagi (2005, p. 19) decidir entre modelo de efeitos fixos e modelos de efeitos aleatórios “*it not as easy a choice as it might seem*”. Para Mundlak (1978) e Baltagi, (2005), o modelo de efeitos aleatórios atribui a exogeneidade de todos os regressores com os efeitos individuais aleatórios e, por outro lado, o modelo de efeitos fixos concede a endogeneidade de todos os regressores com esses efeitos individuais. Essa é uma das limitações dos modelos em painel, por não resolver o possível problema de endogeneidade das variáveis explicativas (Wooldridge, 2012). Contudo, esse problema pode ser resolvido através da estimação dos dados em painel com modelo dinâmico, designadamente estimações GMM (*generalized method of moments*) (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012).

3.2 Amostra de dados

A amostra do estudo é composta por todos os bancos comerciais a operar em Cabo Verde em finais de 2017 (7 no total, conforme a Tabela 3.1), compreendendo observações anuais para um total de 18 anos (2000 a 2017).³⁴ Portanto, o tamanho da amostra é de 126 observações, sendo o

³⁴ Relembra-se que houve um banco criado em 2014 com a missão de combater a exclusão social (Novo Banco, S.A.) mas foi dissolvido em março de 2017 pelos sucessivos resultados negativos, pelo que não foi incluído na amostra.

máximo possível de se obter, atendendo que a maioria dos bancos que constituem a amostra foram criados a partir de 2005 (conforme se pode verificar pela Tabela 3.1).

Tabela 3.1: Unidades da amostra

Bancos comerciais	Observação
Banco Comercial do Atlântico, S.A. (BCA)	Fundado em 1993
Caixa Económica de Cabo Verde, S.A. (CXE)	Fundado em 1928
Banco Interatlântico, S.A. (BIA)	Fundado em 1998
Banco Cabo-verdiano de Negócios, S.A. (BCN)	Criado em fevereiro de 2005, iniciou atividades ainda no decorrer daquele ano.
Banco BAI Cabo Verde, S.A. (BAI)	Anteriormente denominado Banco Angolano de Investimentos Cabo Verde, S.A. Iniciou as atividades no último trimestre de 2008. Anteriormente denominado Banco Internacional de Cabo Verde, S.A. / Banco Espírito Santo de Cabo Verde, desde 2006 um banco <i>offshore</i> (IFI) - BES SFE Cabo Verde. A partir de 6 de julho de 2010 passou a Banco Espírito Santo Cabo Verde (BESCV) e em 31 de outubro de 2014 adotou a designação Banco Internacional de Cabo Verde, S.A. Em 2017, International Investment Bank Group Holdings (iibg) adquiriu 90% dos 99,9% capital do Banco ao Novo Banco África, SGPS, S.A., uma entidade detida a 100% pelo Novo Banco, S.A. (Portugal).
International Investment Bank, S.A. (IIB)	Antes Ecobank Cabo Verde, Serviços Financeiros, Agência de Câmbio, S.A. A partir de 1 de junho de 2010 passou a ser um banco comercial, com a licença do Banco de Cabo Verde.
Ecobank Cabo Verde, S.A. (ECO)	

Fonte: Relatórios e contas dos bancos comerciais

As variáveis explicativas foram divididas em dois grupos: as internas aos bancos (isto é, relativas a indicadores específicos bancários) e as externas aos bancos (constituídas por variáveis macroeconómicas). Os dados para as variáveis específicas dos bancos foram obtidos através dos relatórios e contas anuais dos próprios bancos e correspondem aos valores do final do ano, enquanto os dados para as variáveis macroeconómicas foram obtidos dos indicadores macroeconómicos e dos relatórios de estabilidade financeira divulgados pelo Banco de Cabo Verde e dos Indicadores de Desenvolvimento Global do Banco Mundial. Por se tratar de um período de 18 anos e de uma amostra de 7 instituições bancárias, com modelos de negócios heterogéneos, a amplitude dos valores poderá ser alta, o que será possível constatar pelos valores mínimos e

máximos de cada variável, assim como pelos seus desvios-padrão. Em relação aos dados publicados pelas entidades bancárias nos seus relatórios e contas, particularmente no que se refere às informações económicas e financeiras, assume-se a transparência e veracidade dos mesmos, pois contam com pareceres dos respetivos conselhos fiscais e verificação externa por parte de auditores independentes.

A principal característica que distingue os bancos entre si é a sua dimensão, determinada não apenas pela quota de mercado dos créditos e dos depósitos, mas também pelo valor dos ativos, número de empregados e rede de balcões disponíveis, conforme descrito na Tabela 3.2.

Tabela 3.2: Caracterização das unidades da amostra (valores do final de 2017)

Bancos comerciais	Ativo líquido (milhões ECV)	Créditos (milhões ECV)	Depósitos (milhões ECV)	Nº de balcões	Nº de empregados	Nº de empregados/balcões
BCA	89,105.77	50,297.27	75,861.91	34	379	11.1
CAIXA	72,270.12	50,465.49	67,019.74	37	343	9.3
BIA	25,766.35	18,833.46	22,529.03	9	145	16.1
BAI	19,366.81	9,450.84	10,515.76	7	87	12.4
BCN	16,585.06	10,758.37	13,902.97	16	110	6.9
IIB	9,838.46	1,951.23	8,311.04	2	26	13.0
ECO	7,364.78	1,962.36	6,266.15	1	34	34.0

Fonte: Relatórios e contas dos bancos comerciais

Embora o estudo abranja todos os bancos em funcionamento no final de 2017, a exiguidade da amostra pode constituir uma limitação à análise econométrica. Contudo, amostras de dimensão semelhante foram também utilizadas nos estudos, nesta mesma área de investigação utilizando análise de regressão de dados em painel, como os de Vadová (2011), Chinoda (2014), Affinito *et al.* (2016), Buch *et al.* (2016), IMF (2016), Tan (2016) e Mehta e Bhavani (2017).³⁵ Vadová (2011) estimou vários modelos com 135, 137, 87 e 143 observações para identificar os determinantes da liquidez dos bancos comerciais checos no período de 2001 a 2009. Chinoda (2014), para

³⁵ Para Wooldridge (2012, p. 176), “unfortunately, there are no general prescriptions on how big the sample size must be before the approximation is good enough. Some econometricians think that $n=30$ is satisfactory, ...”

identificar os determinantes da rentabilidade dos bancos em Zimbabwe, estimou uma amostra de 30 observações para o período 2009-2014. Affinito *et al.* (2016) estimou uma amostra de 74 observações para investigar os determinantes das compras de títulos públicos para apenas os cinco principais grupos bancários italianos na primeira fase da crise financeira de 2007-2008. Buch *et al.* (2016) estimou uma amostra de 140 observações para investigar os efeitos das detenções de títulos soberanos sobre o risco bancário medido pelo *spread* dos *Credit Default Swap* (CDS) de 24 bancos alemães no período da crise soberana (entre 2010 e 2012). Num estudo do Fundo Monetário Internacional em 2016 foram utilizadas 169 observações mensais (de dezembro de 2001 a dezembro de 2015), fornecidos pelo Banco de Cabo Verde, para estimar os determinantes do crescimento do crédito ao setor privado em Cabo Verde (IMF, 2016). Para investigar os impactos do risco e da concorrência na rentabilidade dos bancos na China, Tan (2016) estimou modelos de regressão com dados em painel não balanceado com amostras bem inferiores a do presente estudo. Utilizou uma amostra com dados bancários de 41 bancos comerciais chineses (5 bancos comerciais estatais, 11 bancos comerciais de ações conjuntas e 25 bancos comerciais da cidade) durante o período de 2003 a 2011. Dividiu os painéis em: painel A, inclui todos os bancos comerciais (421 observações); painel B, inclui apenas bancos estatais (estimou 4 modelos com 29 a 36 observações); painel C, inclui apenas bancos de ações conjuntas (estimou 4 modelos com 35 a 53 observações); e, painel D, inclui apenas bancos da cidade (estimou 4 modelos com 57 a 85 observações). Mehta e Bhavani (2017) estudaram os fatores que afetam a rentabilidade dos bancos nos Emirados Árabes Unidos, aplicando dados de painel balanceado para o período de 2006 a 2013, para uma amostra de 19 bancos (152 observações).

Aos dados foram aplicados a análise econométrica de dados de painel não balanceados. “*Due to the fact that not all selected banks have available information for all years, an unbalanced panel dataset is opted not to lose degrees of freedom*” (Tan, 2016, p. 94). Esta ideia também é partilhada por Dantas *et al.* (2010) e Athanasoglou *et al.* (2006).

3.3 Testes à qualidade das variáveis a integrar os modelos

Após a caracterização dos modelos de dados em painel e da amostra de dados, torna-se necessário identificar os procedimentos para as análises econométricas. As primeiras análises são de

estatísticas descritivas, seguindo-se a realização de testes de raiz unitária de painel com o objetivo de analisar a estacionariedade das variáveis em estudo. O passo seguinte consiste na análise de correlação entre as variáveis explicativas com o objetivo de identificar eventual problema de multicolinearidade.

Os testes estatísticos são realizados estimando a probabilidade (*p-value*) da ocorrência das hipóteses com valores de 0.01, 0.05 e 0.1, o que equivalem a 99%, 95% e 90% de confiabilidade.

3.3.1 Teste de raiz unitária de painel

A análise de raiz unitária é útil para determinar a grau de integração das variáveis em estudo, constituindo uma análise indispensável para uma boa modelização de dados (Ilgun, 2016).³⁶ Sendo $N < T$, torna-se ainda mais necessário analisar as propriedades de longo prazo dos dados, particularmente a estacionariedade das séries de dados que compõem o painel a fim de identificar variáveis que irão integrar o modelo (Matyas e Sevestre, 2008). Trata-se de um procedimento que irá analisar as condições das variáveis em estudo que irão integrar os modelos a serem estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Verifica-se a estacionariedade dos dados, aplicando o teste de raiz unitária individualmente à cada uma das variáveis a utilizar no painel de dados. Existem dois tipos de processos de raiz da unidade de painel: processo comum de raiz unitária e processo individual de raiz unitária. Quando os parâmetros de persistência (termo autorregressivo) são comuns para todas as unidades *cross-section* (ou seja, $\rho_i = \rho$ para todo i), esse tipo de processo é chamado de processo comum de raiz unitária. Levin, Lin e Chu (LLC) empregam essa suposição. Quando os parâmetros de persistência se movem livremente entre as unidades *cross-section*, esse tipo de processo de raiz unitária é chamado de processo individual de raiz unitária. Neste caso, existe três testes que seguem esse processo individual de raiz unitária: Im, Pesaran e Shin (IPS) e os testes do tipo Fisher, Phillips-Perron (PP) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). No que se refere aos dados de painel, Madala e Wu (1999) propuseram a utilização do teste de Fisher, que é baseado na combinação dos *p-values* dos testes às raízes unitárias para cada unidade *cross-section* (Baltagi, 2005). A maioria dos testes são adequados para dados em

³⁶ Em séries temporais, considerando a equação de regressão $Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ para testar a estacionariedade da série Y , a série é não estacionária ou tem uma raiz unitária se $\delta = 1$. Caso $\delta < 1$, a série é estacionária.

painéis balanceados, mas a literatura econométrica recomenda os testes IPS, ADF e PP como os mais adequados para painéis não balanceados (Maddala e Wu, 1999; Barbieri, 2006; Firat, 2016), sendo os testes do tipo Fisher (Fisher-ADF e Fisher-PP) adequados para o processo individual de raiz unitária. Estes testes, de primeira geração, permitem a heterogeneidade nos coeficientes da variável dependente desfasada, consideram um modelo com efeitos individuais, sem tendência temporal, assumindo a existência de independência entre as unidades *cross-section*.³⁷ De acordo com Yildirim *et al.* (2013), o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) fornece ao investigador a vantagem de poder usar dados de painel não balanceados, desde que a falta de observações não interrompa nenhuma série individual (ou seja, é permitido usar painéis com valores ausentes, se estiverem no início ou no final da série individual). Enquanto os testes do tipo Levin-Lin-Chu (LLC) e Im-Pesaran-Shin (IPS) são permitidos para dados em painéis não balanceados, mas com alguma reserva (tendo em conta que são necessárias simulações adicionais), já no teste tipo Fisher (ADF e PP) não é necessário que o painel seja balanceado (Islam e Nishiyama, 2016), pois é possível usar diferentes comprimentos de desfasamentos nas regressões individuais do ADF para testar a não estacionariedade em painéis não balanceados (Yildirim *et al.*, 2013; Barbieri, 2009). Para Maddala e Wu (1999, p. 650), “*Fisher test is simple and straightforward to use and is a better test than the LL and IPS tests*”.

De acordo com Greene (2002), o teste ADF proposto por Dickey e Fuller (1979, 1891) consiste em verificar a presença de raiz unitária por meio de um processo autorregressivo de ordem p – AR(p). Trata-se de uma extensão do teste de Dickey-Fuller (DF) que, ao contrário do teste DF que admite que o termo de erro ε_t seja não correlacionado, o teste ADF se baseia na suposição de que o termo de erro é correlacionado. Assim, este teste incorpora a possibilidade de a série testada ser AR(p) com ou sem tendência e deslocamento (Greene, 2012). Considerando a possibilidade de persistência das séries é possível transformar uma série estacionária de ordem um, $I(1)$, numa série $I(0)$, diferenciando essa série. Assim, o modelo para dados em painel com um componente autorregressivo de ordem p , AR(p), o teste baseia-se na seguinte equação:

³⁷ Os testes de raízes unitárias são classificados em testes de primeira geração e testes de segunda geração, onde a diferença reside no facto de que a primeira geração considera a existência de independência entre secções e a segunda geração não, pois considera que existe alguma dependência entre secções (Matyas e Sevestre, 2008). A tendência temporal no teste de raiz unitária ocorre nas situações em que se presume que uma tendência nos dados equivale a aceitar a existência de fatores com influência sistemática na variável dependente (Marcela *et al.*, 2003).

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \rho_i Y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{ij} \Delta Y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.12)$$

A equação (3.12) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \rho_i Y_{it-1} + Z'_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (3.13)$$

onde $i=1,2,\dots, N$ e $t=1,2,\dots, T$ os índices de unidade e de tempo do painel, respetivamente, Y_{it} é a série de interesse (o foco do teste) onde ρ é o parâmetro estimado do processo (potencial raiz unitária), α_i é a constante (também denominada deslocamento) e ε_{it} é o termo de erro estocástico ou ruído branco, independente e identicamente distribuído, $iid(\mathbf{0}, \sigma_i^2)$.³⁸ $Z'_{it} \gamma_i$ é o operador de defasagem introduzido de ordem p do processo autorregressivo de primeiras diferenças para resolver o problema de autocorrelação serial do termo erro ε_{it} , permitindo adicionar à equação do teste DF os valores defasados da variável dependente (Gujarati e Porter, 2011). Na equação acima o Z'_{it} pode assumir o valor de 0, omitindo o termo $Z'_{it} \gamma_i$, caso o termo de erro ε_t for não correlacionado e, daí regressar o teste DF.

A hipótese nula a ser testada é presença de raiz unitária nos dados em painel (se $\rho = 1$), a qual pode pertencer a uma série individual. Caso contrário, os dados em painel não apresentam nenhuma raiz unitária, ou seja, a série é estacionária ($0 < \rho < 1$). Formalmente:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 1$$

$$H_1: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 1$$

O teste Fisher-PP, proposto por Phillips e Perron (1988), propõe a transformação não paramétrica das estatísticas t das regressões originais de Dickey-Fuller (DF), de modo que, sob a raiz unitária nula, as estatísticas transformadas (as estatísticas “Z”) têm distribuição DF. O teste PP corrige qualquer erro de correlação serial e heteroscedasticidade nos erros ε_t do teste de regressão pela modificação direta do teste estatístico t . Tem uma especificação idêntica ao teste ADF e apresentam as mesmas hipóteses.

³⁸ O ruído branco é um processo estacionário, geralmente representado por $\varepsilon_t = \{\varepsilon_t, t = 1, 2, \dots\}$.

Dada a estrutura dos dados em análise, organizados em painel não balanceado, os testes do tipo Fisher, ADF e PP, como seguem um processo individual de raiz unitária, são considerados adequados para painel não balanceado. De acordo com Islam e Nishiyama (2016, p. 81), “*Fisher test (...) does not require a panel to be balanced*”. Assim, nesta tese testou-se a presença de raiz unitária de painel utilizando os testes ADF e PP. Levando em consideração o facto do teste Fisher-ADF pode perder o poder de teste com a utilização de tendência e, ainda mais em amostras moderadas (DeJong e Whiteman, 1991), optou-se por realizar o teste sem tendência. Assim, o tipo de passeio aleatório escolhido foi com deslocação (*individual intercept*) e a seleção do número de defasamentos foi automática, optando pelo critério de Schwarz. O procedimento consiste em primeiro realizar os testes para variáveis em níveis e, para variáveis que não forem estacionárias, foram realizados novos testes para variáveis às primeiras diferenças (Wooldridge, 2012).³⁹ Os valores críticos dos testes Fisher (ADF e PP) são de -2.6369, -1.9513 e -1.6107 para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respetivamente. Ainda, de acordo com Wooldridge (2012, p. 490) “*when T is large, and especially when N is not very large (for example, N = 20 and T = 30), we must exercise caution in using the fixed effects estimator. Although exact distributional results hold for any N and T under the classical fixed effects assumptions, inference can be very sensitive to violations of the assumptions when N is small and T is large.*” Assim, as primeiras diferenças são sempre preferíveis no caso de as variáveis serem não estacionárias. Quando as variáveis são estacionárias essa questão não se coloca e os estimadores de efeitos fixos são consistentes.

3.3.2 Análise de correlação e de multicolinearidade

Antes da regressão é conveniente analisar a correlação entre as variáveis independentes para verificar possíveis relações que pudessem evidenciar problemas de multicolinearidade ou colinearidade perfeita (Wooldridge, 2012).⁴⁰ A correlação é uma dependência linear (relações estatísticas) entre duas variáveis aleatórias em diferentes períodos do tempo (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012). Neste estudo, a correlação é medida utilizando o coeficiente de correlação

³⁹ De acordo com Wooldridge (2012, p. 396), “*when we suspect processes are integrated of order one, we often first difference in order to use them in regression analysis*”.

⁴⁰ “*Perfect Collinearity: In multiple regression, one independent variable is an exact linear function of one or more other independent variables.*” (Wooldridge, 2012, 584)

Pearson (r), calculado pelo quociente da covariância das duas variáveis pelo produto dos seus desvios-padrão (Pearson, 1920) e, é representado da seguinte forma:

$$r_{(x,y)} = \frac{cov(X, Y)}{\sigma_x * \sigma_y} \quad (3.14)$$

Sendo,

$$cov(X, Y) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (3.15)$$

Onde, N é igual ao número de elementos da série de painel, x_i é o i -ésimo elemento da série X , e \bar{x} o seu valor médio (analogamente para y_i e \bar{y}). σ_x e σ_y são desvios-padrão de X e Y .

O valor do coeficiente de correlação situa-se no intervalo entre -1 e 1 (Wooldridge, 2012), sendo que o valor de 1, indica uma correlação *perfeita* positiva entre os parâmetros. Alta correlação entre duas ou mais variáveis independentes é chamada de multicolinearidade (Wooldridge, 2005). Wooldridge (2012, p. 137) lembra que “*large standard errors can also be a result of multicollinearity (high correlation among some of the independent variables), even if the sample size seems fairly large. (...) As in the case of a small sample size, it can be hard to precisely estimate partial effects when some of the explanatory variables are highly correlated.*” De acordo com Studenmund (2005), não existe problema de multicolinearidade quando as correlações não excedem os 0.8.

3.4 Testes de adequação dos modelos de painel

Após análise à qualidade das variáveis a serem integradas nos modelos, a estimação de modelos de dados em painel requer alguns testes estatísticos para identificar qual o melhor modelo a ser utilizado. Foram aplicados os testes de Chow, LM de Breusch-Pagan (BP) e de Hausman. Estes três testes vão determinar qual dos modelos (modelo agrupado, modelo de efeitos fixos e modelo de efeitos aleatórios) é o mais adequado para a análise atendendo às características dos dados em painel. Se no primeiro teste se concluir que o modelo de dados *pooled* não é o adequado, então

será efetuado um novo teste para detetar se a opção recai sobre um modelo com efeitos fixos ou aleatórios, tendo sempre em consideração as características dos dados em estudo.

O teste de Chow (1960), também designado por teste da poolabilidade ou teste F, é utilizado para detetar se o modelo *pooled* é o mais indicado para analisar os dados comparativamente aos modelos de efeitos fixos. Este teste consiste na avaliação das estatísticas do teste F, onde a hipótese nula assume que os coeficientes da regressão (interceto e declive) são iguais para todas as unidades. Este teste verifica a significância dos efeitos entre as unidades e a estabilidade dos parâmetros a longo prazo. A estatística F é dada por (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2012):

$$F = \frac{[(SQR_p - (SQR_1 + SQR_2))]}{SQR_1 + SQR_2} * \frac{[n - 2(k + 1)]}{k + 1} \quad (3.16)$$

onde n é o número total de observações, SQR_p é a soma restrita dos quadrados dos resíduos agrupados dos grupos, SQR_1 e SQR_2 são a soma dos quadrados dos resíduos do modelo *pooled* e do modelo com efeitos fixos, respetivamente, $n - 2(k + 1)$ são os graus de liberdade e K é o número de variáveis. De acordo com (Wooldridge, 2012, p. 247), “[...] because the Chow test is just an F test, it is only valid under homoskedasticity. In particular, under the null hypothesis, the error variances for the two groups must be equal. As usual, normality is not needed for asymptotic analysis.” Assim, o teste levanta as seguintes hipóteses a serem testadas:

H0: Assume a homogeneidade no coeficiente de intersecção (modelo *pooled*)

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 \dots = \alpha_n,$$

H1: Assume a heterogeneidade no coeficiente de intersecção (modelo de efeitos fixos)

$$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_n$$

Se o valor de F é menor que o valor crítico ($F_{\text{calculado}} < F_{\text{valor crítico}}$) então a hipótese nula, de que as constantes são homogéneas entre os N bancos não será rejeitada. Se a hipótese nula não for rejeitada então significa que a estimação de modelos de dados em painel com coeficientes homogéneos entre bancos é apropriada, ou seja, o modelo *pooled* é adequado para a análise a

efetuar aos dados. Caso contrário, rejeitando-se a hipótese nula, os interceptos não são iguais para todas as unidades (evidenciando heterogeneidade).

O teste LM de Breusch e Pagan (LM – Lagrange Multiplier) foi proposto por Breusch e Pagan (1979), é utilizado para testar a existência de efeitos aleatórios, tendo em consideração os resíduos de estimação do modelo. Este teste verifica a significância dos efeitos de painel a partir da análise da variância dos resíduos que refletem diferenças individuais. Conforme Baltagi (2005) é apresentada a equação (3.17) do teste LM, o qual pressupõe que os coeficientes de intersecção e de declive são constantes, o que acontece nos dados *pooled* e que pode ser descrita por:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} + \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (3.17)$$

onde e_{it} é o resíduo da estimação *pooled*. O teste LM permite detetar se os dados em *pooled*, cujos coeficientes de intersecção e de declive são homogéneos, apresentam uma componente aleatória individual não observável para cada secção. O teste LM de Breusch e Pagan (1980), baseado no teste do Multiplicador de Lagrange, tem como objetivo testar duas hipóteses:

$$H_0: \sigma^2_{\alpha} = 0$$

$$H_1: \sigma^2_{\alpha} \neq 0$$

A hipótese nula sugere que as variâncias dos erros são iguais, ou seja, homoscedásticos. Neste contexto, os efeitos de painel não são significativos caso o resultado do teste de X_2 tenha um $p > 0.05$. Caso a hipótese nula não seja rejeitada então, o modelo agrupado (*pooled*) é preferível ao modelo de efeitos aleatórios. Caso contrário, rejeitando-se a hipótese nula em que as variâncias dos erros não são constantes, ou seja, existe heteroscedasticidade e, os efeitos de painel são significativos. Logo, o modelo de efeitos aleatórios é o mais adequado.

No caso de os dados apresentarem a constante de intersecção heterogénea, ou seja, a hipótese nula do teste da poolabilidade for rejeitada, o teste de Hausman (1978) pode ser utilizado para testar a

consistência do modelo. Para Wooldridge (2001), o teste de Hausman (1978) visa identificar o estimador adequado, comparando o modelo de efeitos fixos com o modelo de efeitos aleatórios sob a hipótese nula de que os efeitos individuais (a_i) não estão correlacionados com os outros regressores (X_i) do modelo. Conforme Greene (2007) o principal ponto para decidir entre os dois modelos é o comportamento da variável não observada, a_i . O estimador dos efeitos fixos permanece consistente quando o termo de erro e os regressores são correlacionados, pelo que se pode utilizar o método MQO. Pelo contrário, se o termo de erro e os regressores não são correlacionados, a estimação dos efeitos fixos torna-se inconsistente com MQO, pelo que se recomenda a utilização dos efeitos aleatórios pelo método dos Mínimos Quadrados Generalizados Estimados. De acordo com Wooldridge (2012, p. 496), “[...] *we can only use random effects because we are willing to assume the unobserved effect is uncorrelated with all explanatory variables.*” Hausman (1978) propõe o seguinte teste:

$$H = (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re})' (\hat{\Sigma}_{fe} - \hat{\Sigma}_{re}) (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re}) \quad (3.18)$$

Onde $\hat{\Sigma}_{fe}$ e $\hat{\Sigma}_{re}$ representam os coeficientes de inclinação das matrizes de covariância para os modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. Na hipótese nula, em que a_i não está correlacionado com X_{it} , o teste de Hausman (1978) é distribuído assintoticamente com distribuição $X^2_{(k)}$ com K graus de liberdade. Para verificar se existe essa correlação sugere-se o teste de Hausman (1978) em que as hipóteses utilizadas são:

H0: a_i não correlacionado com as variáveis explicativas

H1: a_i correlacionado com as variáveis explicativas

Se a_i é não correlacionada com as variáveis explicativas, o valor calculado de $X^2_{calculado} > X^2_{crítico}$. Logo, o modelo de efeitos aleatórios tende a ser melhor, caso contrário é recomendável a utilização do modelo de efeitos fixos.

Apesar de o teste de Hausman poder ajudar na decisão de escolha entre efeitos aleatórios e efeitos fixos, Singh e Sharma (2016, p. 47), afirmam que as estimativas de efeitos fixos são geralmente

preferidas em relação às estimativas de efeitos aleatórios porque os efeitos fixos produzem resultados consistentes e são mais robustas. Para além disso, muitos investigadores defendem que, quando o problema for a disponibilidade de dados que conduz a organização de dados de painel não-balanceado (desequilibrado), é mais apropriado o uso do modelo de efeitos fixos (tal como defende Athanasoglou *et al.*, 2006). Por outro lado, a estimação por efeitos fixos permite integrar aos modelos maiores números de parâmetros do que a estimação por efeitos aleatórios (que tem como limite o número de unidades em análise).

3.5 Outros testes de diagnóstico dos modelos

Após a escolha dos modelos mais adequados para estimar os dados, é necessário proceder aos restantes testes de diagnóstico para verificar a robustez dos resultados e a qualidade dos modelos estimados, nomeadamente o teste de endogeneidade, o teste de normalidade dos resíduos, o teste de autocorrelação e o teste de heteroscedasticidade.

A endogeneidade ocorre quando um dos regressores do modelo é correlacionado com o erro, ou seja, variável endógena (Wooldridge, 2012). Utilizando a equação, diz-se que a variável X é endógena na equação, pois ela depende explicitamente do erro (ϵ) e conseqüentemente ela é correlacionada com o erro. Quando isso acontece, a relação de causa-efeito não é explícita e o modelo dos mínimos quadrados ordinários torna-se enviesado e inconsistente. Enquanto o modelo de efeitos fixos assume a endogeneidade de todos os regressores com efeitos individuais fixos, o modelo de efeitos aleatórios assume exogeneidade de todos os regressores com os efeitos individuais aleatórios (Mundlak, 1978; e Baltagi, 2005). No entanto, o teste de Hausman ajuda a detetar a endogeneidade dos regressores (variáveis preditoras) num modelo de regressão. Caso o p -value do teste X^2 seja menor que 0.05 rejeita-se a hipótese nula e aceita-se a hipótese alternativa de que existe correlação entre o componente do termo erro e as variáveis preditoras e, os efeitos fixos são os mais adequados estimar os dados e resolver o problema de endogeneidade.

Igualmente, testou-se a endogeneidade a partir da regressão auxiliar da estimação dos resíduos dos modelos como variável dependente, sob a hipótese de que não existe endogeneidade para uma determinada variável explicativa caso a estatística do teste t apresentar um p -value > 0.05 .

Também se pode testar a endogeneidade de múltiplas variáveis explicativas (Wooldridge, 2012, p. 535): “*For each suspected endogenous variable, we obtain the reduced form residuals, (...). Then, we test for joint significance of these residuals in the structural equation, using an F test. Joint significance indicates that at least one suspected explanatory variable is endogenous.*”

A normalidade dos resíduos é uma suposição necessária para que os resultados do ajuste do modelo de regressão linear sejam confiáveis. Para Wooldridge (2012), a normalidade do erro, formalmente $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$, implica que os erros têm distribuição normal, ou seja, o erro é independente das variáveis explicativas e tem média 0 e desvio-padrão 1. Neste estudo, o teste de normalidade de Jarque-Bera é utilizado para detetar a normalidade dos resíduos da regressão sob as seguintes hipóteses:

H_0 : Os resíduos possuem uma distribuição Normal;

H_1 : Os resíduos não possuem uma distribuição Normal (não existe normalidade).

Não se rejeita H_0 se as estatísticas de Jarque-Bera apresentar um *p-value* acima de 0.05, pelo que se conclui pela normalidade dos resíduos.

A heteroscedasticidade ocorre quando a variância do erro da regressão não é constante (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2005). Uma das premissas da regressão linear clássica defende que os erros (ε_t) são variáveis aleatórias com variância constante e não dependem de qualquer uma das variáveis independentes, ou seja, a variância de ε_t é a mesma para todo o t (Wooldridge, 2012): $\text{Var}(\varepsilon_t | X) = \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$, sendo $t = 1, 2, \dots, n$. Se assim for, conforme Wooldridge (2005) existe a homoscedasticidade (homogeneidade da variância) se verificar a seguinte condição:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_k^2,$$

onde k denota o número de grupos comparados num estudo, a hipótese alternativa (H_1) é heteroscedasticidade (os erros não possuem variância constante).

A violação da suposição de homoscedasticidade dos erros torna as propriedades dos estimadores pelo método dos mínimos quadrados ineficientes, afetando o erro-padrão dos estimadores. Para Baltagi (2005, p. 79), “Assuming homoskedastic disturbances when heteroskedasticity is present will still result in consistent estimates of the regression coefficients, but these estimates will not be efficient.” Isto significa que os intervalos de confiança e os testes t, F e LM são prejudicados, ou seja, a inferência estatística não é válida (Jarque e Bera, 1987).

Para detetar a heteroscedasticidade, as estatísticas dos dados sugerem a aplicação de testes de igualdade de variâncias dos resíduos de Bartlett e Levene, adequados para dados em painéis não balanceados (Riboldi *et al.*, 2014). Estes dois testes mereceram destaques de Veitch e Roscoe (1974) ao serem escolhidos entre os quatro testes para testar a homogeneidade das variâncias. Os autores utilizaram a técnica de Monte Carlo para comparar o poder relativo e a robustez desses testes relativamente aos demais testes para homogeneidade de variância. Descobriram igualmente que o teste de Bartlett é o mais utilizado para testar a igualdade da variância, mas o teste de Levene se mostrou mais útil com dados uniformes.

De acordo com Veitch e Roscoe (1974) e Parra-Frutos (2013), Bartlett propôs o uso do teste do qui-quadrado (χ^2) para testar a suposição de homogeneidade de variância, sob a qual a hipótese nula (H_0) de variâncias iguais. H_0 será rejeitada se o χ^2 de Bartlett for maior que o valor crítico do χ^2 com graus de liberdade igual a $k - 1$ (ver também Bartlett, 1937). Conforme os autores, o teste de Bartlett (B_a) pode ser usado para testar se k amostras têm variações iguais cujos resultados são apresentados em distribuição χ^2 , conforme a seguinte fórmula:

$$\chi^2 = \frac{(N - k) \ln s_p^2 - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln s_i^2}{1 + (1/(3(k - 1)))((\sum_{i=1}^k 1/(n_i - 1)) - 1/(N - k))} \quad (3.19)$$

sendo $s_p^2 = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) s_i^2 / (N - k)$

Onde, s_i^2 é a variância do grupo i ; N é número observações; n_i é o tamanho da amostra i ; k é o número de grupos e s_p^2 é a variância agrupada.

Para Veitch e Roscoe (1974) e Gastwirth, Gel e Miao (2009), Levene propôs a aplicação ao método clássico de ANOVA as diferenças absolutas entre cada observação e a média do seu grupo $d_{ij} = |x_{ij} - \bar{x}_i|$, sendo $i = 1, \dots, k$ e $j = 1, \dots, n_i$. O uso de valores absolutos de resíduos ou resíduos ao quadrado em modelo ANOVA transforma o teste de médias em teste de variâncias relativamente robusto à suposição de normalidade (ver também Levene, 1960). Assim, quando d_{ij} não é normalmente distribuído, mesmo quando x_{ij} original o seja, o teste de Levene é robusto a essa sensibilidade e dá os resultados da distribuição da estatística F, conforme a seguinte expressão:

$$F = \frac{(N - k) \sum_{i=1}^k n_i (\bar{d}_i - \bar{d}_{..})^2}{(k - 1) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} n_i (d_{ij} - \bar{d}_i)^2} \quad (3.20)$$

Onde N é o total de amostras; n_i é o tamanho da amostra i ; k é o número de grupos; e, $N-k$ e $k-1$ como graus de liberdade no numerador e denominador, respetivamente; d_{ij} é o desvio absoluto dentro do grupo i e \bar{x}_i é a média do grupo i .

Snedecor e Cochran (1989) descobriram que o teste de Bartlett é sensível a distribuições não-normais e, em vez disso, recomendaram abordagens alternativas de teste, como o teste de Levene que é robusto à suposição de normalidade (Gastwirth *et al.*, 2009; Parra-Frutos, 2013; ver também Levene, 1960; Veitch e Roscoe, 1974). Por esta razão, Gastwirth *et al.* (2009) e Parra-Frutos, 2013 consideram que o teste de Levene tem ganhado popularidade como ferramenta útil para verificar a homogeneidade das variâncias (ver também Chang *et al.*, 1997; Dhillon *et al.*, 1997). Assim, Riboldi *et al.* (2014) recomendam a utilização do teste de Bartlett se os dados são aproximadamente normais, caso contrário (rejeitando a hipótese de normalidade), dada a sua maior robustez, é melhor utilizar o teste proposto por Levene.

Por fim, realizam-se testes para detetar se os modelos estimados sofrem de problemas de autocorrelação. De acordo com Wooldridge (2012), existe autocorrelação quando os resíduos (erros) estão correlacionados em dois períodos diferentes no tempo, ou seja, os resíduos são dependentes (o erro de uma observação é correlacionado com o erro de outra observação, formalmente $\text{Corr}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$ para i e j). Em termos genéricos, um modelo de autocorrelação de ordem q é escrita da seguinte forma:

$$\varepsilon_{it} = \rho_0 + \rho_1\varepsilon_{i,t-1} + \rho_2\varepsilon_{i,t-2} + \dots + \rho_q\varepsilon_{i,t-q} + \mu_{it} \quad (3.21)$$

De acordo com Baltagi (2005, p. 84), “*Ignoring serial correlation when it is present results in consistent but inefficient estimates of the regression coefficients and biased standard errors.*” e, faz com que o desvio-padrão e os testes de hipóteses não sejam válidos (Wooldridge, 2012).

Para além do teste de Durbin-Watson, restringida à deteção de autocorrelação de primeira ordem, o teste de autocorrelação pode ser realizado com recurso ao teste t, teste F ou teste LM de Breusch Godfrey. Para analisar a presença de autocorrelação nos modelos de regressão normalmente é aplicado o teste LM Breusch Godfrey diretamente nos softwares estatísticos. No entanto, dado não ser possível executar diretamente o teste LM no *software Eviews 11.0* para dados em painel (sobretudo dados não balanceados), o teste foi realizado através do recurso ao teste F.⁴¹ Trata-se de um teste de significância conjunta dos termos de resíduos desfasados e é baseado na estimação de uma regressão auxiliar, tendo como variável dependente o resíduo da equação principal. Nesta regressão auxiliar é incluída um ou mais termos autorregressivos dos resíduos em estimação, mas também todas as variáveis independentes do modelo original (Wooldridge, 2005). Neste caso, a regressão auxiliar é dada abaixo em função de q desfasamento:

$$\varepsilon_{it} = \partial_0 + \partial_1 X_{1it} + \partial_2 X_{2it} + \dots + \partial_k X_{kit} + \rho_1 \varepsilon_{it-1} + \rho_2 \varepsilon_{it} + \dots + \rho_q \varepsilon_{it-q} + \mu_{it} \quad (3.22)$$

Este teste, válido para qualquer ordem de autocorrelação, pode também ser utilizado para variáveis desfasadas (Wooldridge, 2005). Estando a testar mais do que uma variável, o teste F é adequado para analisar a presença de autocorrelação, desde que o erro seja homoscedástico (Wooldridge, 2005). A estatística do teste F é dada por:

$$F = \frac{(r^2 - r_*^2)/q}{(1 - r^2)/(n - p)} \sim F_{q;n-p} \quad (3.23)$$

⁴¹ Wooldridge (2005) compara o teste F com o teste LM ao considerar que a significância conjunta produzida pelo teste F, normalmente, é bem próximo do obtido pela estatística LM. Para o autor, as duas estatísticas têm a mesma probabilidade de erro do tipo I (ou seja, eles rejeitam a hipótese nula com a mesma frequência quando o nulo é verdadeiro). Daí acrescentam “*we rarely see important discrepancies between the outcomes of LM and F tests. We will use the F statistic for the most part because it is computed routinely by most regression packages. But you should be aware of the LM statistic as it is used in applied work.*” (Wooldridge, 2005, p. 180).

em que r^2 e r^{2*} são o coeficiente de determinação do modelo e coeficiente de determinação do modelo restringido, respetivamente, q é o número de restrições (ou de parâmetros em teste - coincide com o número de desfasamentos), n é o número de observações e ρ é o parâmetro dos resíduos.

A hipótese nula é ausência de autocorrelação ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_q = 0$). Ou seja, se os termos autorregressivos dos resíduos forem significativos em conjunto com um nível de 5% de significância, significa que se rejeita a hipótese nula e se conclua que os erros estejam correlacionados (Wooldridge, 2005).⁴²

Para avaliar se o modelo global é significativo ou não, é utilizado o teste F. Se a significância for ≤ 0.05 , o modelo é significativo e existe uma relação significativa entre a variável dependente e as variáveis independentes e, conseqüentemente, essas variáveis devem ser levadas em consideração (Hair *et al.*, 1998). É adotado o R^2 ajustado (aos graus de liberdade) como o critério de seleção entre os diferentes modelos estimados. Toda a análise estatística é realizada utilizando o *software EViews 11.0*.

3.6 Síntese do capítulo

Neste capítulo foi identificada a amostra de dados, constituída por 7 bancos e num período de 18 anos, tendo sido também apresentada a metodologia de dados em painel a ser aplicada nos estudos dos capítulos empíricos. Uma das principais vantagens do uso da metodologia de dados em painel é o facto de permitir investigar, em simultâneo, variações entre unidades ao longo do tempo.

São também utilizados diversos testes de diagnóstico das variáveis e dos modelos. As primeiras análises são de estatísticas descritivas, seguida da realização de testes de raiz unitária de painel e análise de correlação para identificar eventuais problemas de multicolinearidade. Entre os testes de diagnóstico dos modelos são utilizados os testes de adequação dos modelos de painel, complementada como os testes para verificar a robustez dos resultados e a qualidade dos modelos

⁴² “As always, it is best to report the *p*-value for the test.” (Wooldridge, 2005, p. 417).

estimados. São aplicados teste de Chow, teste LM de Breusch-Pagan (BP) e teste de Hausman para identificar o modelo mais adequado às características dos dados a estimar. Quanto ao diagnóstico dos modelos estimados são realizados os testes de endogeneidade, os testes de normalidade dos resíduos, os testes de autocorrelação e os testes de heteroscedasticidade.

O objetivo final é estimar modelos robustos no estreito cumprimento das premissas fundamentais para os estimadores de mínimos quadrados ordinários aplicados à uma estrutura de dados em painel não balanceado.

Capítulo 4: Determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde

Resumo

O objetivo deste capítulo é identificar os fatores determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde no período de 2000 a 2017. A investigação usa dados anuais obtidos dos relatórios e contas dos 7 bancos comerciais que compõem o setor bancário em finais de 2017 e dados da taxa de juro real, obtida dos Indicadores de Desenvolvimento Global do Banco Mundial. A aplicação dos bancos em títulos de dívida pública é medida pela relação entre o stock dos títulos de dívida pública e os ativos líquidos em finais dos períodos. Uma vez que os dados evidenciam que os efeitos individuais não observáveis são relevantes para a explicação do modelo, foram aplicados os estimadores de efeitos fixos, considerados adequados para dados em painel não balanceado. Os resultados da estimação mostram que a adequação de capital e a taxa de juro real são determinantes para a percentagem de títulos do tesouro nos ativos dos bancos em Cabo Verde. O estudo sugere duas implicações importantes: primeiro, a manutenção de elevado índice de adequação de capital tem efeitos negativos na aplicação dos bancos em títulos do tesouro; segundo, a manutenção de altas taxas de juro real no mercado favorece o governo, pois inibe o acesso ao crédito e aumenta a procura dos bancos por títulos do tesouro.

Classificação JEL: E43, G21, H63

Palavras-chave: Bancos, títulos do tesouro, efeitos fixos, dados em painel, Cabo Verde

4.1 Introdução

Há um destaque na literatura económica para o papel central dos bancos no desenvolvimento da economia de um país, desempenhando as suas funções de intermediários financeiros e proporcionando liquidez aos mercados, com reflexos no desenvolvimento do sistema financeiro e no crescimento da economia em geral (Gorton e Winton, 2002; Demirgüç-Kunt *et al.*, 2012). E, não é menos importante o papel que os bancos têm na compra e venda dos títulos de dívida pública, financiando o défice público (Anyanwaokoro e Okolie, 2016).

Egesa *et al.* (2015) chegaram a conclusão de que os títulos do tesouro têm cada vez mais peso nos ativos dos bancos e que isto resulta de uma estratégia deliberada para a carteira de investimento dos bancos, sobretudo nos países em vias de desenvolvimento onde não há muitas opções de investimento. De acordo com Gennaioli *et al.* (2018) a tendência dos investidores por títulos domésticos é generalizada nos mercados internacionais (ver também Karolyi e Stulz, 2003). Para Gennaioli *et al.* (2018), a teoria recente mostra que quando os bancos detêm grandes quantidades de títulos soberanos, um *default* soberano pode prejudicar os seus balanços, causando uma diminuição nos empréstimos, uma crise bancária e um declínio na atividade económica (ver também Gennaioli *et al.*, 2014).

Alguns autores defendem que a aplicação dos bancos na dívida pública interna tem sido associada à repressão financeira (Reinhart e Sbrancia 2011; Abbas e Espinoza, 2016), pois dá origem a uma relação cada vez mais estreita entre o governo e os bancos. Para Reinhart e Sbrancia (2011), a repressão financeira ocorre quando o governo limita o livre fluxo financeiro dos mercados, com efeitos de *crowding-out*, efeitos negativos sobre o crédito ao setor privado. Apesar disso, atualmente os títulos de dívida pública têm sido muito utilizados pelos bancos comerciais como “*safe assets*” em alternativa ao crédito (devido ao seu risco), e muito utilizados pelos bancos centrais como instrumento de política monetária como complemento às taxas básicas de juros para intervir nos mercados monetários e financeiros. Para Gennaioli *et al.* (2018, p. 15), “*banks demand a sizeable amount of government bonds in normal times, particularly banks that have few investment opportunities and that operate in less financially developed countries*”. De acordo com Hauner (2009, p. 171) “*... the role of public debt in financial development has been thought of in terms of a positive role it can play in developing*

financial sectors by providing a relatively safe asset”. Esse papel reservado aos bancos na economia torna-se ainda muito mais importante quando se trata de um país em via de desenvolvimento, como é o caso de Cabo Verde. Trata-se de um pequeno país muito endividado, cujos bancos são os principais financiadores da economia e da dívida interna do Estado. Dados do Banco de Cabo Verde indicam que o crédito à economia atingiu 107,896.9 milhões de ECV em 2017, representando 62.2% do PIB. Os bancos comerciais em Cabo Verde são os grandes financiadores internos do tesouro do Estado, detendo grandes *stocks* de títulos de dívida pública. Segundo dados do Banco de Cabo Verde, em finais de 2017, o stock de títulos do tesouro detidos pelos bancos ascendia a 33,452 milhões de ECV (excluindo os TCMF no valor de 11,038.1 milhões ECV, repartidos pelo Banco Comercial do Atlântico e pelo Banco de Cabo Verde), representando um crescimento de 8.76% relativamente ao ano anterior (2016). Estes títulos também representavam 73.23% da dívida do governo central ao sistema bancário (sendo que cerca de 64.88% dessa dívida era formada por obrigações do tesouro), correspondendo a 19.67% do PIB nominal e 13.92% do total dos ativos do sistema bancário (Fig. 4.1). Conforme a Fig. 4.2, nota-se que a tendência é para o crescimento do total de títulos detidos pelos bancos em Cabo Verde, pois aumentaram 11.8% (cerca de 3.0 mil milhões de escudos) em 2017 (BCV, 2018).

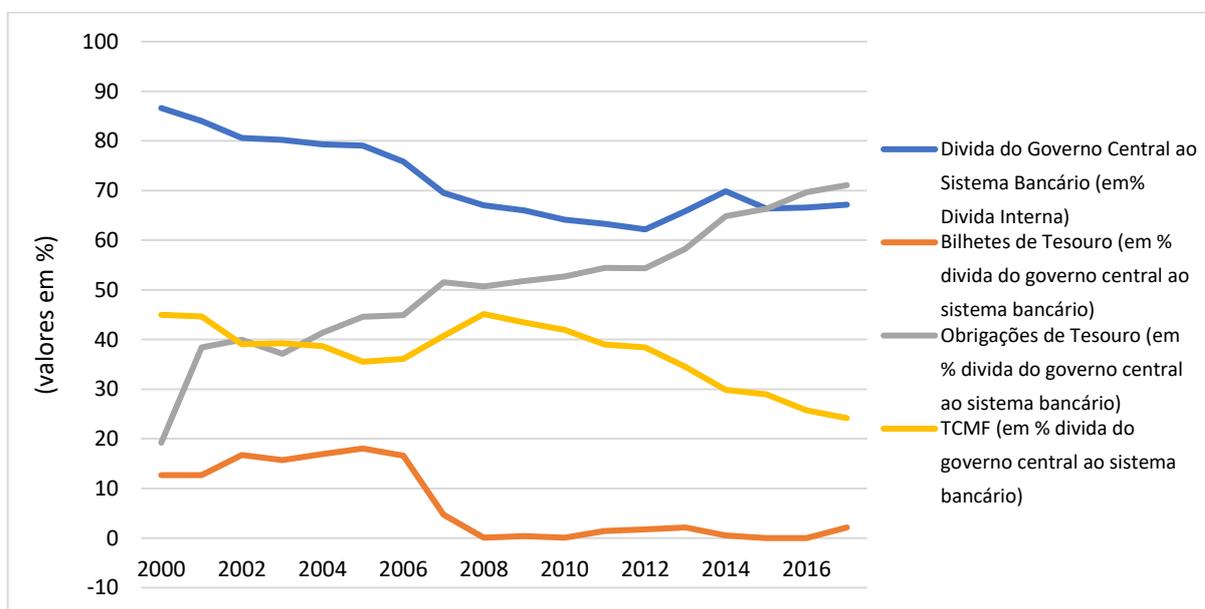


Fig. 4.1: Dívida do tesouro ao sistema bancário, período 2000 a 2017

Fonte: Banco de Cabo Verde

A maioria dos títulos do tesouro detidos pelos bancos são títulos de rendimento à taxa fixa de médio e longo prazo com maturidade entre 5 a 10 anos (representando 62.06% da dívida interna em 2017). Esses títulos representavam 81.3% do total dos títulos de médio e longo prazo. Pelo contrário, os títulos com prazo de vencimento inferior a um ano representam apenas 2.6% do total da dívida interna no final de 2017.

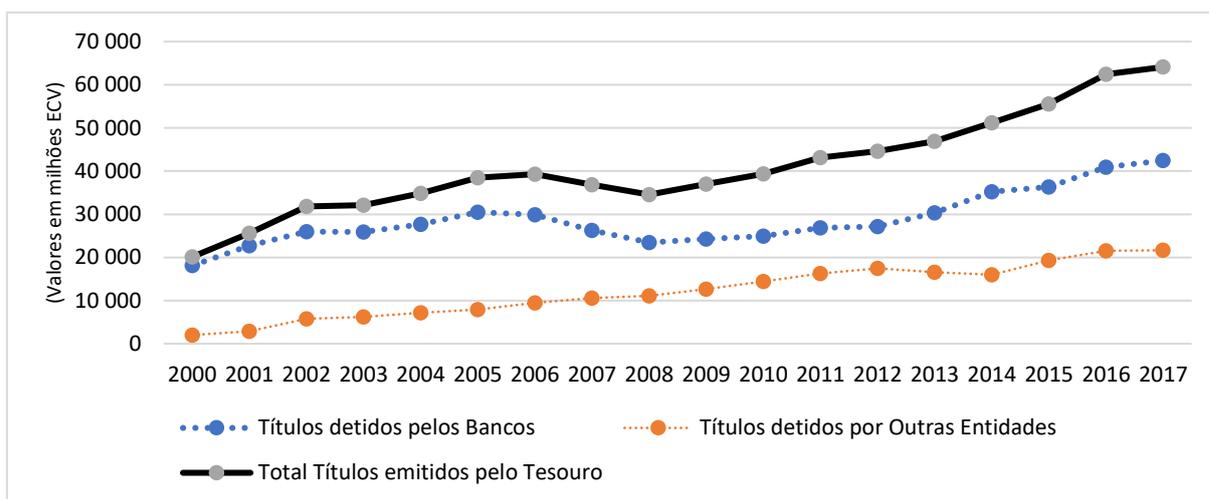


Fig. 4.2: Total dos títulos emitidos pelo Tesouro (em milhões de ECV)

Fonte: Banco de Cabo Verde

Que fatores são determinantes para a procura dos bancos por títulos do tesouro em Cabo Verde? O crescente aumento do endividamento das empresas, associado a perda da qualidade dos ativos (pela manutenção de altas taxas de crédito em incumprimento, crédito com imparidade sobre o crédito total e crédito em risco), tem levado os bancos a repensar as suas aplicações. Conforme dados do BCV (2018), em 2017 o crédito vencido em Cabo Verde era quase duas vezes superior ao registado por países similares (13.2%, sendo de 14.2% em 2016), caso de Seicheles e Maurícias.⁴³ O crédito com imparidade, calculado pelo critério das IAS/IFRS, fixou-se em 14.5% e o crédito em risco fixou-se nos 16.1% (sendo de 18.2% em 2016).⁴⁴ Assim, liquidez e a falta de alternativas de aplicações levam os bancos a investir fortemente nos títulos do tesouro (IMF, 2016). Esse negócio tem sido atrativo e tem levado os bancos a manter a estabilidade no mercado,

⁴³ Medido de acordo com a Circular n° 150, de 28 de dezembro de 2009. Este indicador resulta do quociente entre o crédito em incumprimento com o crédito total, sendo que o crédito em incumprimento inclui o crédito vencido há mais de 90 dias + o crédito de cobrança duvidosa reclassificado como vencido.

⁴⁴ IAS/IFRS – *International Accounting Standards/International Financial Reporting Standards*. Este indicador resulta do quociente entre o crédito com imparidade e o crédito total, sendo que o valor do crédito com imparidade é obtido através dos modelos de cálculo de imparidade de cada banco.

apesar de baixas taxas de rentabilidade do setor bancário em Cabo Verde (dados do relatório da estabilidade financeira de 2017 do Banco de Cabo Verde fixam a taxa de rentabilidade dos capitais próprios e da rentabilidade do ativo em 7.5% e 0.5%, respetivamente). Por esse motivo e dado o recorrente financiamento do défice por parte do governo via emissão de títulos, a exposição dos bancos em títulos de dívida pública tem produzido efeitos de *crowding-out* e mantido as taxas de juros elevadas no mercado.⁴⁵ De acordo com World Bank & International Monetary Fund (2001, p. 395), *crowding-out* “causing issuance by non-government issuers to become more difficult due to a large issuing of government securities that absorb the bulk of national savings.” No entanto, deter títulos do tesouro implica algum risco para os bancos e para o sistema bancário. Desde já, se a estratégia do banco é ter um ativo seguro em alternativa ao crédito (que oferece maior risco) ou, se a estratégia é deter ativos líquidos para cumprir com *Liquid asset requirement*, isto pode pôr em causa a rentabilidade uma vez que tanto o dinheiro como os títulos do governo geralmente têm uma taxa de rentabilidade relativamente baixa e, mantê-los implica custo de oportunidade ao banco.⁴⁶ De acordo com Eljelly (2004), espera-se que uma alta liquidez esteja associada a baixa rentabilidade, e vice-versa. Aliás, essa é a principal característica que distingue esses ativos dos empréstimos bancários regulares. Outro risco identificado por Rodrigues (1993) é o risco das taxas de juros quando os bancos se expõem em demasia aos títulos de dívida pública. Uma subida das taxas de juros pelo levar a perda de valor desses ativos.

O principal objetivo deste estudo é identificar e analisar os fatores, bancários e macroeconómicos, determinantes para a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública em Cabo Verde.

Para além da introdução, este capítulo está estruturado da seguinte forma: na secção 4.2 apresenta-se uma revisão da literatura sobre as motivações, determinantes e efeitos da exposição dos bancos em títulos de dívida pública; na secção 4.3 faz-se uma descrição das variáveis, bem como a especificação do modelo econométrico; na secção 4.4 faz-se a descrição e análise dos dados; na secção 4.5 apresentam-se os modelos estimados e analisam-se os resultados da regressão; e, na secção 4.6 faz-se a conclusão do estudo.

⁴⁵ Por exemplo, as taxas de juros para crédito ao investimento a médio e longo prazo ronda os 11.50% entre os bancos na praça em 2017.

⁴⁶ “Regulation that obliges banks to hold assets deemed as liquid. Such assets often include government securities and deposits at the central bank”. (World Bank & International Monetary Fund, 2001, p. 401).

4.2 Revisão da literatura

Nesta secção apresenta-se o estado da literatura sobre os determinantes da compra e detenção de títulos de dívida pública pelos bancos.

Os bancos desempenham um papel importante no sistema financeiro e no processo de desenvolvimento económico de um país. Para esse processo de desenvolvimento económico também o mercado de títulos tem ganhado relevância, desempenhando funções importantes sobretudo para muitos investidores (Dupont e Sack, 1999).⁴⁷ Demirgüç-Kunt *et al.* (2012) descobriram que à medida que os países se desenvolvem economicamente, o tamanho dos bancos e dos mercados de títulos também aumentam em relação ao tamanho da economia, apesar dos serviços prestados pelos mercados de títulos se tornam mais importantes para a atividade económica relativamente aos serviços prestados pelos bancos. Para isso muito contribui o desenvolvimento dos mercados dos títulos públicos, onde a emissão da dívida pública está associada ao desenvolvimento desses mercados (World Bank & International Monetary Fund, 2001). Entretanto, apesar da perda de relevância dos bancos para o mercado de títulos, World Bank & International Monetary Fund (2001, p. 1) destacam a importância da solidez do sistema bancário para o desenvolvimento do mercado de títulos do governo: “(...) *investor concerns about the soundness of the banking system will adversely affect the ability of the government to roll over or issue new debt. At another level, lack of financially healthy intermediaries will cause secondary market liquidity and efficiency to fall. A banking system in crisis will further complicate development of a government securities market because important related markets, such as those for interbank and repurchase agreement transactions (...)*”.

Além disso, os bancos, por todo o mundo, estão a investir muito nos títulos de dívida pública (World Bank & International Monetary Fund, 2001; Gennaioli *et al.*, 2018). Alguns autores defendem que esta estratégia dos bancos pode estar associada a critérios como a segurança e a liquidez oferecida pelos títulos do tesouro (Dupont e Sack, 1999; Bonner, 2014; Egesa *et al.*, 2015). Mas para Bonner (2014, p. 26) o que está em causa é o risco dos títulos públicos

⁴⁷ Tipo de investidores em títulos do tesouro, de acordo com Dupont e Sack (1999, p. 785): “commercial banks, investment banks, money market funds, insurance companies, individual investors, and foreign central banks”.

relativamente aos demais títulos: “*high quality government bonds are a relatively stable source of liquidity and collateral, giving banks access to funding.*”

Abbas e Espinoza (2016) referenciaram Kumhof (2004) e Kumhof e Tanner (2005) como os primeiros a levantar a discussão sobre a detenção de títulos de dívida pública pelos bancos em países em desenvolvimento. Eles argumentaram que “*banks' government securities holdings in most developing countries are now of a largely voluntary nature, that banks see government paper as essential insurance against credit default risks, and that a reduction in the supply of government securities (the “safe asset”) could, in fact, reduce banks' ability to attract and intermediate funds – an antithesis of the crowding out hypothesis*” (Abbas e Espinoza, 2016, p. 2). Nos países avançados, Popov e Van Horen (2013) e Bonner (2014) citam exemplos de bancos europeus detentores de *stocks* consideráveis de títulos de dívida do governo.

Diversas são as razões que levam os bancos a investir em títulos de dívida pública: desde os objetivos de investimento (manter o título até a maturidade), o cumprimento de requisitos regulatórios (de liquidez e de capital) e serviço de intermediação financeira (World Bank & International Monetary Fund, 2001; Bonner, 2014; Egesa *et al.*, 2015; Abbas e Espinoza, 2016; Gennaioli *et al.*, 2018):

- i) Existência de regras prudenciais ou obrigatoriedade dos bancos de adquirirem títulos de dívida pública (Keeton, 1994, World Bank & International Monetary Fund, 2001; Abbas e Espinoza, 2016), sendo os bancos instituições de crédito e instituições financeiras (captadores de poupança) com maior liquidez numa economia;⁴⁸ há países cujas regras determinam que os bancos devem deter determinada percentagem dos seus ativos em títulos de dívida pública como forma de financiar o Estado, como é o caso de Cabo Verde.⁴⁹
- ii) Os bancos sempre preferem instrumentos menos arriscados, razão pela qual os bancos comerciais investem nos títulos do tesouro (Keeton, 1994; Bonner, 2014; Abbas e Espinoza, 2016). Como não podem deixar o dinheiro em caixa sem render nada, os bancos

⁴⁸ Denominado de “*Captive sources of government funding*”, que significa “*Purchases of government securities by banks or other financial institutions (e.g., insurance companies or pension funds) that are forced by law or regulation*”. (World Bank & International Monetary Fund, 2001, p. 392).

⁴⁹ Aviso n.º 10/98 de 28 de Dezembro do Banco de Cabo Verde, ao abrigo da competência conferida no artigo 37º da Lei n.º 3/V/96 de 1 de Julho, no seu n.º 1 determina o seguinte: “*As instituições de crédito são obrigadas a incluir no seu ativo títulos de dívida pública, cujo valor global, determinado segundo os respetivos preços de aquisição, não poderá ser inferior a 5% do total das suas responsabilidades por depósitos em moeda nacional ou estrangeira*”.

comerciais compram títulos do governo para obter juros (rentabilidade isenta de risco) e baixa fiscalidade (Egesa *et al.* (2015).

- iii) Muitos bancos de investimento também possuem muitos títulos de dívida pública como parte das suas operações gerais de negociação, ou seja, as suas atividades passam por comprar e vender títulos diariamente (Egesa *et al.*, 2015).
- iv) Apesar de rentabilidade menor, os títulos de dívida pública têm menos custos de gestão e menos riscos para os bancos (Egesa *et al.*, 2015).
- v) Os títulos de dívida pública (bilhetes de tesouro e obrigações de tesouro) são ativos muito líquidos e facilmente vendidos e convertidos em dinheiro (Egesa *et al.*, 2015; Alzoubi, 2017), ao contrário de muitos créditos bancários que não são muito líquidos e levariam tempo para serem convertidos em dinheiro, ainda mais em economias com elevado risco de crédito (como é o caso de Cabo Verde). *“Commercial banks invest in government bills, bonds, and other debt instruments in order to meet liquid asset requirements, obtain a stable interest income to offset other more volatile investments, manage their shortterm liquidity, and take positions on the future movement of interest rates”* (World Bank & International Monetary Fund (2001, p. 184).
- vi) Confiança na economia - se um banco não tiver confiança na economia do país, sobretudo quando o índice de crédito em incumprimento é elevado, pode decidir comprar títulos do tesouro em vez de emprestar à economia (títulos do tesouro são considerados empréstimos sem risco) (Keeton, 1994, Egesa *et al.*, 2015).
- vii) Os títulos do tesouro são geralmente usados como garantia para operações de empréstimos *overnights* nos mercados interbancários e nas operações de curto prazo do Banco Central (World Bank & International Monetary Fund, 2001; Egesa *et al.*, 2015). *“They also use their government securities holdings to hedge their interest rate positions and to provide collateral for repo transactions with customers and for discount window borrowing from the central bank. The growing role of repo facilities provides a strong reason for commercial bank investment in longer-term bonds”* (World Bank & International Monetary Fund (2001, p. 184).

De modo geral, os bancos compram títulos do governo com o objetivo de sustentar as suas condições económicas e financeiras (Affinito *et al.*, 2016). Diversos são os estudos sobre os determinantes das aplicações em títulos de dívida pública pelos bancos, como é o caso de estudos realizados por Rodrigues (1993), Keeton (1994), Popov e Van Horen (2013), Bonner (2014),

Das (2014), International Monetary Fund (2014), Ogawa e Imai (2014), Egesa *et al.* (2015) e Abbas e Espinoza (2016), Affinito *et al.* (2016) e Buch *et al.* (2016).

Nos Estados Unidos da América destacam-se os estudos precoce de Rodrigues (1993) e Keeton (1994). Ambos os autores aplicaram modelos de regressão para identificar as razões para o aumento dos títulos de dívida pública nos ativos dos bancos em finais dos anos 80 e início dos anos 90. Em 1989, os títulos de dívida pública representavam 27% do total da carteira de títulos dos bancos (Keeton, 1994) e, em final de 1992, os títulos de dívida pública representavam 17.03% dos ativos dos bancos (Rodrigues, 1993).

Na Europa, realce para as investigações realizadas por e Affinito *et al.* (2016) e Buch *et al.* (2016). Em Itália, Affinito *et al.* (2016) analisaram os principais determinantes microeconómicos das compras de títulos de dívida soberana pelos bancos italianos de 2007 a 2013. As variáveis explicativas foram utilizadas com quatro trimestres de desfasamento. Buch *et al.* (2016) investigaram os determinantes das aplicações em títulos soberanos pelos bancos alemães no período de 2005-2013. O estudo aplicou o modelo de Heckman (1979) e utilizou variáveis específicas bancárias desfasadas e variáveis macroeconómicas contemporâneas.

Na Ásia encontram-se estudos como os de Ogawa e Imai (2014) aplicado no Japão e de Das (2014) aplicado em Bangladesh. Ogawa e Imai (2014) investigaram os determinantes da procura por títulos do governo japonês (JGBs) pelos bancos comerciais no Japão, com base num conjunto de dados do final dos anos 90 até aos anos 2000. Das (2014) investigou se o excesso de investimento em Bilhetes do Tesouro e Obrigações do Tesouro em 2013 em Bangladesh foi mais rentável do que outros investimentos, como empréstimos e créditos às outras Instituições Financeiras.

Em África, Egesa *et al.* (2015) analisaram os determinantes do investimento em títulos do tesouro pelos bancos em Uganda. A amostra era constituída por observações mensais de 12 bancos entre junho de 2006 e dezembro de 2012. Foi aplicada a regressão pelo método generalizado dos momentos as variáveis: capital, reservas, dimensão do banco e desempenho dos empréstimos.

Num contexto multinacional, Abbas e Espinoza (2016) investigaram os determinantes da detenção de títulos públicos pelos bancos comerciais de vários países, usando um conjunto de dados

seccionais (de 1994-2004) sobre a rentabilidade de títulos governamentais e privados de 594 bancos de 70 países emergentes e de baixo rendimento para o ano de 2005.

De acordo com Egesa *et al.* (2015), a literatura económica relativa aos determinantes da aplicação dos bancos em títulos de dívida pública divide os vários fatores em: regulatórios e não regulatórios (ver também Berger e Udell, 1994), temporários e permanentes (ver Keeton, 1994) e, micro e macro (ver Rodrigues, 1993). Contudo, os fatores principais são comuns, independentemente da tipologia adotada e, giram em torno de variáveis como procura por empréstimos, disponibilidade de liquidez, exigências de capital, desempenho ou qualidade do empréstimo, dimensão do banco e depósitos. A seguir apresentam-se as evidências empíricas dos determinantes da compra e detenção de títulos de dívida pública pelos bancos cujas variáveis podem ser classificadas em três fatores principais: fatores regulatórios, fatores intrínsecos dos bancos e fatores macroeconómicos.

4.2.1 Fatores regulatórios

Os fatores regulatórios advêm da imposição legal e das atividades de supervisão imposta aos bancos pela entidade reguladora competente. De acordo com Joskow e Rose (1989, p. 1450), a regulação económica “*refer to both direct legislation and administrative regulation of price and entry into specific industries or markets*”. A regulação no setor financeiro tem por objetivo garantir a proteção e a estabilidade do sistema financeiro.

De acordo com Berger e Udell (1994), devido a preocupações crescentes com o risco bancário (sujeito a maiores fiscalizações), observou-se uma mudança no comportamento da carteira dos bancos a partir da década de 90. Assim, no âmbito dos Acordos de Basileia sobre capital baseado em risco, os bancos devem deter capital proporcional ao seu nível de risco, ou seja, devem deter capital de forma a fazer face aos riscos de ativos e responsabilidades fora do balanço. Para Bonner (2014, p. 5), “*To understand the interaction of capital requirements and government bond holdings, it is useful to begin with a closer look at the calculation of regulatory capital ratios.*”

Maiores exigências de reserva de caixa inclinam as carteiras dos bancos para longe dos títulos do governo e para empréstimos privados mais arriscados, enquanto maiores exigências de requisitos

de adequação de capital afasta os bancos dos empréstimos privados e aumenta a procura por títulos (Abbas e Espinoza, 2016). De acordo com World Bank & International Monetary Fund (2001, p. 184), “*commercial banks have been in many countries the largest captive source of government funding*”. Em países com alta taxa de reserva mínima de caixa e rácio de ativos líquidos, os bancos têm mais liquidez e maior disponibilidade para investir nos títulos públicos e, com isso, o governo consegue obter fundos dos bancos a taxas de juros normalmente abaixo do mercado (World Bank & International Monetary Fund, 2001). Contudo, World Bank & International Monetary Fund (2001, p. 184) advertiram os governos e os bancos que “*commercial banks should not, however, be forced to hold government securities, but should be allowed to invest and trade in them as part of their overall balance sheet management and provision of financial services*”.

Para Bonner, (2014, p. 22), a posição regulatória do capital é um determinante importante da procura dos bancos por títulos do governo e sugere que “*regulation increases banks’ demand and holdings of government bonds while it decreases the stock of other bonds*”. Acharya e Steffen (2015) descobriram que bancos com índices de capital mais baixos também investem mais em títulos soberanos. Egesa *et al.* (2015) destacou o nível de capital baseado em risco como um dos fatores permanentes que explicaram o aumento das aplicações dos bancos em títulos do tesouro. Popov e Van Horen (2013) argumentam que o peso de risco de 0% no contexto da regulação de capital é um dos principais impulsionadores das detenções de títulos do governo pelos bancos.

Para Rodrigues (1993), a fraca procura por empréstimos pode também estar relacionada às rigorosas exigências de documentação impostas aos bancos pela regulação. Para Keeton (1994), inspeções mais rigorosas no âmbito da política de reserva para perdas com empréstimos e ao aumento das ações de fiscalização por parte das entidades reguladoras, incentivou os bancos a investir em ativos mais seguros, como os títulos do tesouro. Esta observação defendida por Keeton (1994) baseia-se no pressuposto segundo o qual a posse de títulos pelos bancos tende a aumentar em relação aos empréstimos, não só devido às exigências regulamentares, mas também durante uma recessão. No entanto, World Bank & International Monetary Fund, 2001, p. 184) alerta que “*Heavy investments in government securities by commercial banks may reflect weaknesses in their primary function, which is lending*”, causando o efeito de *crowding-out*.

A dívida pública, geralmente, goza de tratamento preferencial em relação a outros ativos financeiros. Esta característica sustenta muitos dos fatores que explicam as opções de investimento dos bancos na dívida pública em detrimento de outros ativos (Bonner, 2014; FMI, 2014). Os títulos do tesouro, geralmente, têm taxas de rentabilidade mais baixas do que outros títulos. Apesar disso, Bonner (2014, p. 6) considera que os títulos do tesouro têm recebido um tratamento preferencial na regulação financeira: *“under normal circumstances institutions balance the gains from holding government bonds (safe asset, preferential regulatory treatment) with the opportunity costs of doing so (lower return). During the sovereign debt crisis, bonds issued by European peripheral countries had very high yields while banks could still gain from the preferential regulatory treatment.”* Esta é a conclusão de um estudo de Bonner (2014) cujo objetivo era analisar o impacto desse tratamento preferencial na procura dos bancos por títulos do governo. A hipótese levantada é se *“a low regulatory liquidity or capital position in month m-1 affects banks’ demand over the entire month m, it cannot be established whether this is caused by a regulatory effect or an internal effect.”* (Bonner, 2014, p. 14). O autor aplicou *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR) com o objetivo de comparar a procura dos bancos por títulos do tesouro relativamente aos demais títulos. Trata-se de um método considerado por Bonner (2014, p. 14) adequado, cujas diferenças relativamente ao método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é que SUR *“assumes that the errors are correlated across equations but not individuals.”* Os resultados do estudo de Bonner (2014) sugerem que o tratamento preferencial na liquidez e na regulação do capital aumenta a procura dos bancos por títulos do tesouro para além dos seus próprios apetites pelo risco. A liquidez e a regulação de capital também parecem incentivar os bancos a substituírem outros títulos por títulos do tesouro. Além disso, encontrou evidência de que mais exigência regulamentar levam a um aumento de longo prazo nos títulos do tesouro.

4.2.2 Fatores intrínsecos dos bancos

Os fatores intrínsecos referem-se às variáveis específicas bancárias, ou seja, estão ligados às características internas bancárias determinantes para a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública. Alguns estudos identificaram esses fatores como é o caso de Keeton (1994), Athanasoglou et al. (2006), Demirgüç-Kunt et al. (2006), Alper e Anbar (2011), Bonner (2014), Das (2014), Ogawa e Imai (2014), Acharya e Steffen (2015), Egesa et al. (2015) e Buch et al. (2016).

O empréstimo é um fator determinante para o aumento nos ativos dos bancos de títulos do tesouro. Rodrigues (1993) já tinha encontrado evidência de que o endividamento do setor privado é uma das principais causas que reduz a procura por empréstimos e aumenta a procura dos bancos em títulos de dívida pública (ver Keeton, 1994). Enquanto o crédito bancário ao setor privado diminuiu em todo o mundo, sobretudo a partir da década de 1990, os títulos detidos pelos bancos aumentaram consideravelmente (BIS, 2006). A este propósito, Gennaioli *et al.* (2018) constatou que os bancos detêm muitos títulos do governo (em média, 9% dos ativos) em tempos normais, especialmente os bancos que fazem menos empréstimos e operam em países menos desenvolvidos financeiramente. Alguns autores argumentam que esse aumento representou uma mudança permanente nas preferências da carteira dos bancos, substituindo empréstimos por títulos (Demirgüç-Kunt *et al.*, 2006; Bonner, 2014; Egesa *et al.*, 2015). Para Keeton (1994) se a última visão for verdadeira, as pequenas empresas que dependem de crédito dos bancos podem não conseguir financiar novos investimentos e, por outro lado, a política monetária pode ser menos capaz de influenciar o gasto total da economia, afetando os empréstimos bancários. Para isso muito contribui o tratamento preferencial dado aos títulos públicos (Bonner, 2014).

Bonner (2014) encontrou evidências de que altos níveis de títulos públicos detidos pelos bancos estão relacionados com mais empréstimos e menores rentabilidades durante os períodos normais, mas não durante períodos de crise. Por seu lado, os resultados do estudo de Ogawa e Imai (2014) revelaram que a mudança da carteira de empréstimos para os títulos do governo japonês foi causada por uma queda na relação entre a taxa de empréstimo e os custos dos empréstimos. Mas, para Das (2014) em Bangladesh foi a situação política do país em 2013 que não foi favorável aos investimentos e os bancos não aumentaram os seus empréstimos. Assim, os bancos tiveram problemas de excesso de liquidez e, para controlar a situação, o Banco Central do país vendeu mais títulos do tesouro para controlar a liquidez.

De acordo com Egesa *et al.* (2015), face a uma diminuição nos empréstimos, os bancos podem reduzir os depósitos para reduzir os seus custos com juros ou aumentar os títulos do tesouro para compensar a perda de receita decorrente da diminuição de empréstimos. Através dessa relação, uma redução nos depósitos pode resultar numa diminuição nos títulos do tesouro, como tem sido argumentado por Keeton (1994). Além disso, Haubrich e Wachtel (1993) argumentaram que os

depósitos influenciam a carteira dos bancos, pois consideraram que o aumento dos empréstimos podia estar associado ao aumento do capital, enquanto o investimento em títulos podia ser financiado através de aumentos nos depósitos.

Mais títulos de dívida pública estão associados menores rentabilidades para os bancos. Athanasoglou et al. (2006) sugeriu que os bancos com rácios créditos / ativos mais elevados seriam os mais rentáveis. No entanto, Alper e Anbar (2011) encontraram evidências de que o tamanho da carteira de crédito afeta negativamente o desempenho do banco, o que pode ser um indício para levar os bancos a procura de alternativas aos créditos.

O investimento em títulos do tesouro é afetado pelo tamanho do banco, medida pela dimensão dos ativos ou dos depósitos (Acharya e Steffen, 2015; Egesa et al., 2015; Buch et al., 2016). Para Egesa et al. (2015, p. 300), *“What it implies is that the appetite for banks varies by size. Large banks are more likely to purchase both treasury bonds and treasury bills owing to their access to larger deposits. Small banks on the other hand have smaller deposits and as such are less likely to invest in treasury bonds which have a longer maturity period compared to treasury bills which have shorter maturity.”* Bancos maiores ou com uma parcela maior de ativos líquidos têm maior probabilidade de investir em títulos soberanos (Acharya e Steffen, 2015; Buch et al., 2016).

De uma forma geral, os resultados da regressão de dados de painel de Affinito et al. (2016), estimados sob modelo de efeitos fixos, mostram que as características específicas dos bancos e as características do balanço são importantes para as compras e detenção de títulos do governo pelos bancos. Os resultados da regressão de Buch et al. (2016) indicam que os bancos com maiores aplicações em títulos soberanos são bancos com fraca capitalização, bancos mais ativos no mercado de capitais e bancos de maiores dimensões. Rodrigues (1993) tinha sugerido que o crescimento lento da atividade dos bancos parecia ser parcialmente responsável pelo aumento das aplicações em títulos. Assim, a revisão da literatura indica que, ao nível do banco, as mudanças de carteira de ativos podem ser influenciadas por capital, procura de empréstimos, qualidade de empréstimos, depósitos, tamanho do banco, entre outros. No entanto, as evidências não são unânimes na literatura.

4.2.3 Fatores macroeconómicos

De acordo com Buch *et al.* (2016), as variáveis macroeconómicas são fatores significativos para as aplicações dos bancos em títulos de dívida pública. Vários são as evidências empíricas dessa relação, sendo os mais comuns a taxa de crescimento económico (PIB), a taxa de inflação e a taxa de juro (Keeton, 1994; Rodrigues, 1993; Alper e Anbar, 2011; Chinoda, 2014; Egesa *et al.*, 2015; Abbas e Espinoza, 2016; e Buch *et al.*, 2016).

A inflação e o PIB são fatores macroeconómicos que condicionam as atividades dos bancos e, por tanto afetam as aplicações dos bancos em títulos públicos (Rodrigues, 1993). Keeton (1994, p. 45) procurou identificar as causas para o aumento dos títulos de dívida pública nos ativos dos bancos e consideraram que *“it is important to take into account the tendency for inflation and long-run economic growth to increase bank security holdings”*. Para Chinoda (2014), a inflação reduz a expansão do crédito, o que pode ser motivo para os bancos procurarem por mais títulos do tesouro, sobretudo em períodos de altas inflações. Quanto aos juros, Keeton (1994) encontrou evidências de que a redução da taxa de juro real leva os bancos a aumentar a procura pelos títulos do governo.

Outros fatores a realçar são rendimentos dos títulos, públicos e privados. Por exemplo, na Europa, com o início da crise da dívida soberana, os bancos alemães realocaram as suas carteiras de títulos com menores rácios da dívida pública e títulos com rendimentos mais baixos (Buch *et al.*, 2016). O estudo de Abbas e Espinoza (2016) concluiu que a procura por títulos do governo respondeu de maneira intuitiva e significativa às variações na média e na variância das rentabilidades de títulos governamentais e privados.

De modo geral, Egesa *et al.* (2015) mostraram que os investimentos bancários em títulos foram explicados por ajustes parciais nas posições de títulos em relação ao total de ativos e revelaram a dependência do governo dos empréstimos internos dos bancos: *“[...] investments in Government securities by the banking sector could be constrained by inadequate bank capital and increased concentration. Promoting capital adequacy and competition policies are some of the measures required to ensure sustained investment by banks in Government securities. This is particularly important since banks take up a fairly large share of the Government securities issued for funding of the budget.”* (Egesa *et al.*, 2015, p. 301).

4.3 Apresentação do modelo e das variáveis

Esta secção identifica e descreve as variáveis, bem como o modelo econométrico que será usado para investigar os determinantes para a aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde.

4.3.1 Variáveis utilizadas na análise

Após a revisão da literatura, passa-se à fase da escolha e descrição das variáveis que irão integrar o modelo em estudo. A literatura económica, no que se refere aos determinantes da procura dos bancos por títulos de dívida pública, divide-se em vários fatores, sendo: regulatórios, intrínsecos dos bancos e macroeconómicos. A Tabela 4.1 apresenta as variáveis a serem utilizadas no estudo.

Tabela 4.1: Variáveis utilizadas no estudo

Fatores	Notação	Variáveis	Proxy	Medida
Variáveis dependentes				
	TITULO	Títulos de dívida pública	Títulos de dívida pública/ Ativos líquidos	%
Variáveis Independentes				
Regulatório	CAP	Adequação de capital ou rácio de solvabilidade	Capitais próprios/ Ativos Ponderados	%
	LIQ	Disponibilidade	Caixa e Disponibilidades no Banco Central/ Ativos líquidos	%
Intrínsecos dos bancos	SIZE	Tamanho do banco	Ativo total	log
	CRED	Crédito á clientes	Crédito / Ativos líquidos	%
	DEPO	Depósitos de clientes	Depósitos / Ativos líquidos	%
	RCRED	Risco de crédito	Crédito Vencido/ Crédito	%
	ROA	Rentabilidade do ativo	Rentabilidade do ativo	%
	IMPAR	Imparidade do crédito	Imparidade do crédito/ Crédito Vencido	%
Macroeconómicos	PIB	Crescimento económico	Taxa de crescimento real do PIB (% , anual)	%
	INF	Inflação	Inflação média anual	%
	JURO	Taxa de juro real	Taxa de juro real (anual)	%

A variável dependente utilizada no estudo é *título de dívida pública* (TITULO), representada pelo stock de títulos de dívida pública no final de cada ano, medido em percentagem do total de ativos líquidos (Rodrigues, 1993; Affinito *et al.* (2016), Alzoubi, 2017; Gennaioli *et al.*, 2018). A obrigatoriedade de os bancos aplicarem em títulos de dívida pública é uma medida regulatória em Cabo Verde, cujo rácio são títulos de dívida pública em percentagem dos depósitos (Aviso n.º 10/98 de 28 de dezembro do Banco de Cabo Verde).⁵⁰ Os títulos de dívida pública em estudo não contemplam os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF). O Banco Comercial do Atlântico (BCA) é o único banco comercial subscritor do fundo, aplicando 6.4 mil milhões de ECV. Por serem títulos de baixa rentabilidade (BCA, 2018) e pouca atratividade, no presente estudo não se considerou a sua inclusão no stock de títulos estudados.⁵¹ Isto porque apenas um banco os possui na sua carteira e, não varia ao longo do tempo em análise. A sua inclusão poderia desvirtuar a real procura dos bancos por títulos do tesouro.

Nesta investigação pode-se classificar as variáveis explicativas em regulatórias, intrínsecas aos bancos e macroeconómicas. As variáveis intrínsecas aos bancos são as variáveis relativas aos principais indicadores de gestão e outros rácios calculados a partir do balanço patrimonial dos bancos.

Para analisar o impacto do tratamento regulatório na procura dos bancos pelos títulos do tesouro em Cabo Verde foram analisadas duas variáveis: adequação de capital e disponibilidades de liquidez.

Adequação de capital ou *rácio de solvabilidade* (CAP) mede a capacidade dos bancos para absorver quaisquer perdas geradas pela ocorrência de risco ou para superar quaisquer desequilíbrios macroeconómicos. O Aviso n.º 4/2007, do Banco de Cabo Verde define o rácio de solvabilidade como a adequação entre os fundos próprios e os ativos do banco ponderados pelo risco de mercado, risco operacional e risco de crédito.⁵² Esse rácio mostra a estrutura financeira do banco

⁵⁰ O total, ao valor de aquisição, de títulos de dívida públicas mais as obrigações com garantia do Estado devem ser maior ou igual a 5% do total dos depósitos em moeda nacional e moeda estrangeira.

⁵¹ O BCA podia vender os TCMF, mas se não o fê-lo é porque não houve interessados.

⁵² Através desse aviso, o Banco de Cabo Verde estabelecer patamares mínimos de solvabilidade a serem seguidos pelas instituições sujeitas à sua supervisão. Assim, as Instituições Financeiras deverão atingir um Rácio Core Tier I não inferior a 10%.

e revela como os ativos estão sendo financiados e a capacidade do banco em amortecer as perdas (Petria *et al.*, 2015; Singh e Sharma, 2016). De acordo com as diretrizes do Acordo da Basileia, os bancos foram obrigados a manter o capital na proporção dos seus riscos percebidos. Ou seja, foram obrigados a deter capital de pelo menos em certas percentagens em relação ao total de ativos ponderados pelo risco e itens fora do balanço (Berger e Udell, 1994). O requisito de capital aumenta significativamente a procura dos bancos por títulos do governo, enquanto diminui a procura por outros títulos. Assim, espera-se que um aumento no capital dos bancos é motivo de menos aplicação dos bancos em títulos de dívida pública.

Liquidez (LIQ): como medida de liquidez são utilizadas as disponibilidades ou reservas de caixa que são calculadas dividindo os valores em caixa e disponibilidades no Banco Central pelo valor dos ativos líquidos dos bancos (Egesa *et al.*, 2015; Abbas e Espinoza, 2016; Buch *et al.*, 2016). Essa variável mede a disponibilidade imediata dos bancos em fazer face às solicitações de clientes (pedido de créditos e levantamentos) e às responsabilidades de curto prazo (Alzoubi, 2017). Em finais de 2017, o coeficiente de liquidez para as Disponibilidades Mínimas de Caixa era de 15%, conforme o Aviso n.º 8/2007 do Banco de Cabo Verde. Assim, maior liquidez está associada ao aumento da capacidade dos bancos em investir em títulos de dívida pública.

Os determinantes específicos dos bancos são os fatores internos (micro) que afetam a decisão dos bancos de investir ou não em títulos do tesouro. Assim, as outras variáveis a considerar são: dimensão do banco, crédito, depósito, risco de crédito, rentabilidade do ativo e imparidade.

Dimensão do banco (SIZE): vários estudos identificam o tamanho do banco como um fator interno que influencia o seu desempenho (Petria *et al.*, 2015). O tamanho do banco é medido pelo logaritmo natural do total de ativos líquidos no final do ano económico (Egesa *et al.*, 2015; Affinito *et al.*, 2016; Buch *et al.*, 2016; Gennaioli, 2018).

Créditos (CRED) representam os recursos financeiros fornecidos pelos bancos aos seus clientes. É considerado um dos indicadores de qualidades dos ativos, pois os empréstimos são um dos

Sob o argumento do aumento do risco do sistema bancário, este rácio foi recentemente aumentado para 12% pelo Aviso n.º 1/2017, de 9 de fevereiro, sendo implementado de forma gradual até 31 de dezembro de 2019.

principais ativos de risco - quanto mais empréstimos, mais o banco se expõe aos riscos. Portanto, um nível mais alto de empréstimos significa uma possível deterioração da qualidade dos ativos do banco (Alper e Anbar, 2011), pois resulta em menos investimentos em ativos mais seguros como são os títulos de dívida pública. O rácio é calculado a dividir o crédito total pelos ativos líquidos. O desempenho do crédito bancário deverá ainda influenciar escolha do portefólio do banco, uma vez que os bancos com empréstimos com melhor desempenho continuarão a ser atraídos para o mercado de empréstimos e terão menos incentivos para passarem para valores mobiliários (Rodrigues, 1993). Conforme dados do Banco de Cabo Verde, de 2010 a 2017, o crédito (em % do ativo) diminuiu de 62% para 40%, enquanto os títulos de dívida pública (em % do ativo) aumentaram de 17% para 19%. Assim, espera-se que uma reversão da situação atual, ou seja, aumento na procura de créditos (em % do ativo) resulta numa diminuição do *stock* de títulos de dívida pública (em % do ativo).

Depósitos (DEPO) são a principal fonte de recursos para os bancos. O rácio dos depósitos é calculado como depósitos sobre os ativos totais líquidos (Singh e Sharma, 2016). Essa medida reflete o montante de depósitos captados pelo banco para financiar os seus ativos. Além disso, é considerado uma medida de liquidez. Os depósitos são um dos recursos financeiros baratos e estáveis em comparação com outras alternativas de financiamento, portanto, mais depósitos podem ser transformados em mais empréstimos (e outros investimentos) e maiores margens de juros e, conseqüentemente, maiores rentabilidades. Em geral, o alto nível de depósito está associado a altas aplicações, pelo que se espera uma correlação positiva entre o índice dos depósitos e a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública.

Risco de crédito (RCRED): o risco de crédito é medido pela relação entre crédito vencido a mais de 90 dias e o total do crédito concedido (Petria *et al.*, 2015). Este indicador representa o risco de maior pertinência no negócio bancário, e pode ser simplesmente definido como a possibilidade que um mutuário do banco ou contraparte não cumprir as suas obrigações em conformidade com os termos acordados (BCBS - *Basel Committee on Banking Supervision*, 2000). É esperado que o aumento do risco de crédito seja uma variável impulsionadora do aumento da procura dos bancos por títulos de dívida pública.

Rentabilidade do ativo (ROA) é um dos indicadores mais utilizados de desempenho financeiro e eficiência na gestão dos bancos, demonstrando a eficiência do banco em utilizar os seus ativos para gerar lucros. É calculado pelo quociente entre os resultados líquidos e o total dos ativos bancários (Petria *et al.*, 2015; Singh e Sharma, 2016). Os títulos de dívida pública são ativos de baixa rentabilidade (Bordeleau e Graham, 2010). Daí, espera-se que a diminuição da rentabilidade de ativos dos bancos esteja associada ao aumento da aplicação dos bancos em títulos de dívida pública.

Imparidade dos créditos (IMPAR) estão associadas à má qualidade dos créditos e são umas das principais variáveis que afetam o desempenho de um banco, uma vez que põe em causa a probabilidade de perda de ativos do banco devido à falha do devedor em cumprir com as suas obrigações (Rodrigues, 1993; Egesa *et al.*, 2015). As imparidades são expressas pela razão entre as reservas para perdas com empréstimos e os empréstimos concedidos pelos bancos (Petria *et al.*, 2015). Bancos com mais créditos malparados estão sujeitos a maiores imparidades dos créditos, com efeitos positivos sobre as aplicações dos bancos em ativos mais seguros (como é o caso de títulos de dívida pública).

Inflação (INF): é importante os bancos considerarem as tendências inflacionistas no momento de aquisição de mais títulos do tesouro. O aumento da inflação diminui o crédito e pode ser o motivo para o aumento da procura dos bancos por mais títulos do tesouro.

Crescimento económico (PIB): representa a taxa de crescimento real do produto interno bruto de Cabo Verde. O crescimento económico tem múltiplos efeitos na atividade bancária, sobretudo ao nível da liquidez e da rentabilidade. Para Petria *et al.* (2015), quando a atividade económica diminui, a procura por empréstimos e depósitos diminui e isso afeta a liquidez e as margens de lucro. Esta conclusão, também, pode ter efeitos negativos na procura dos bancos por títulos de dívida pública.

Taxa de juro real (JURO): a taxa de juro real é a taxa de juro de crédito que foi ajustada pela inflação, refletindo o custo real dos recursos para o mutuário e o rendimento real para o credor. A fonte de dados é Indicadores de Desenvolvimento Global do Banco Mundial. No que se refere à liquidez e consequente disponibilidade para investimentos em títulos do tesouro, Vodová (2011)

identifica uma relação positiva entre as taxas de juros e liquidez. Se as taxas de juros de empréstimos bancários caírem, enquanto os títulos de investimento retiverem rendimentos relativamente altos, os bancos teriam um incentivo para aumentar as suas procuras por títulos e, ao mesmo tempo, limitar a sua atividade de empréstimo (Rodrigues, 1993; Bonner, 2014).

4.3.2 Especificação do modelo econométrico

Tanto nos modelos de efeitos fixos como nos modelos de efeitos aleatórios é possível ter uma especificação estática ou dinâmica. De acordo com Wooldridge (2012, p. 668), “*static models or, more generally, models that contain explanatory variables dated contemporaneously with the dependent variable, are limited because then the explanatory variables need to be forecasted. (...) Dynamic regression models, including autoregressions and vector autoregressions, are used routinely.*”

Nos modelos dinâmicos de dados em painel, as relações dinâmicas são caracterizadas pela presença da variável dependente desfasada entre os regressores do modelo para explicar o seu comportamento atual. Uma das vantagens da utilização de dados em painel é permitir uma melhor compreensão das dinâmicas de ajustamento. Egesa *et al.* (2015) aplicou o *generalized method of moments (GMM)* para estimar um modelo dinâmico ao analisar os determinantes do investimento em títulos do tesouro pelos bancos na Uganda. Contudo, dada a dimensão da estrutura da amostra em estudo, caracterizada por T grande e N pequeno, torna-se não adequada a aplicação do GMM, considerado adequado para N grande e T pequeno. O enviesamento devido à estrutura dinâmica pode ser insignificante para a amostra em questão. Assim, a ideia inicial era aplicar ao presente estudo uma análise estática cujo modelo econométrico é caracterizado por uma análise contemporânea entre as variáveis explicativas (Wooldridge, 2012) ou todas as variáveis explicativas contêm dados no mesmo momento do tempo (Affinito *et al.*, 2016; e Gennaioli *et al.*, 2018). Neste caso, a consistência na aplicação de estimadores tradicionais de efeitos fixos ou aleatórios é determinada pelo teste de Hausman.

Para analisar os determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde utiliza-se a técnica de regressão linear múltipla estimada pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários, considerada adequada para a dimensão da amostra em análise (N pequeno). A

especificação do modelo resulta numa equação cujas variáveis explicativas são desfasadas um período, tal como aplicado por Affinito *et al.* (2016) e Gennaioli *et al.* (2018). O desfasamento das variáveis independentes é muitas vezes necessário para que o modelo de regressão seja capaz de prever o futuro, ou seja, para prever os valores de Y_{it} no período t com base nos valores do X_{1it-1} e X_{2t-1} no período $t-1$. Por outro lado, para Buch *et al.* (2016, p. 11) “a vector of bank-level controls lagged by one year to avoid simultaneous correlation by construction.” Gennaioli *et al.* (2014, p. 848) argumenta que “to deal with the remaining possible sources of endogeneity, namely, country-specific time-varying shocks, the vector X_{it-1} contains lagged variables that capture the most common predictors. We include these variables in an attempt to purge our coefficient estimates of the effects of preexisting economic conditions.” Parte-se do pressuposto que a variável dependente Y_{it} é decidido pelo banco i no período $t-1$, ou seja, os comportamentos de X_{1it-1} e X_{2t-1} antecipam o de Y_{it} com um período de avanço. Este modelo de dados em painel segue a seguinte equação específica sem contemporaneidade:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it-1} + \beta_2 X_{2t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

em que $i=1, \dots, N$ representa o número de indivíduos e $t=1, \dots, T$ o número de períodos do tempo; Y_{it} se refere a variável dependente; e, X_{1it-1} e X_{2t-1} são vetores que representam as características bancárias e macroeconómicas, em $t-1$, que podem afetar a procura do banco i por títulos do tesouro no ano t .

Devido à dimensão temporal ($T > N$), os dados podem indiciar um comportamento dinâmico e problemas de autocorrelação. Para corrigir esse problema foi aplicado à equação (14) o Modelo de Regressão Linear Dinâmico ou o Modelo Autoregressivo com Desfasamentos Distribuídos (ARDL – *AutoRegressive Distributed Lag*). De acordo com Smith e Fuertes (2010), este é o modelo mais utilizado para analisar a relação existente entre variáveis económicas. Assim, na apresentação dos modelos dinâmicos de dados em painel, as relações dinâmicas são caracterizadas pela presença de variável dependente desfasada entre os regressores, como apresenta a seguinte equação:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 X_{1it-1} + \beta_3 X_{2t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

Seguindo a equação (4.2), o modelo em estudo a estimar de acordo com as variáveis identificadas é demonstrado conforme a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \text{TITULO}_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{TITULO}_{it-1} + \beta_2 \text{CAP}_{it-1} + \beta_3 \text{SIZE}_{it-1} + \beta_4 \text{CRED}_{it-1} + \\ & + \beta_5 \text{ROA}_{it-1} + \beta_6 \text{IMPAR}_{it-1} + \beta_7 \text{JURO}_{t-1} + a_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (4.3)$$

onde:

i é o índice que representa cada um dos 7 bancos comerciais da amostra ($i= 1, \dots, 7$);

t é o índice se refere ao tempo e representa o período das observações ($t=1, \dots, 18$);

TITULO_{it} representa títulos de dívida pública (excluindo TCMF) em percentagem dos ativos líquidos em final de cada ano económico para o banco i no período t ; TITULO_{it-1} representa títulos de dívida pública detidos pelo banco i no ano $t-1$; CAP_{it-1} é o capital, representado pelo rácio de solvabilidade do banco i no ano $t-1$; SIZE_{it-1} é dimensão do banco i no ano $t-1$; CRED_{it-1} representa os créditos a clientes no ano $t-1$; ROA_{it-1} é a rentabilidade dos ativos do banco i no ano $t-1$; IMPAR_{it-1} é a imparidade dos créditos do banco i no ano $t-1$. JURO_{t-1} representa a taxa de juro real da economia no ano $t-1$. As descrições das variáveis estão resumidas acima em Tabela 4.2.

α é a constante (interceto).

β_i representa os i coeficientes das variáveis explicativas, específicas bancárias e macroeconómica (a última), captando os efeitos dos fatores determinantes para a aplicação dos bancos em títulos do tesouro.

ε_{it} é o termo de erro, representando as diferenças entre o valor atual e valor estimado Y_{it} . A decomposição do termo do erro é a seguinte: $\varepsilon_{it} = a_i + \mu_{it}$, onde a_i é a componente fixa do erro e representa o efeito específico individual de cada banco não observado (heterogeneidade) e invariante no tempo (a_i captura todas as variáveis que afetam a variável dependente, mas elas são constantes ao longo do tempo), e μ_{it} diz respeito ao restante da componente erro do modelo, ou seja, é o termo de erro de observação individual (do banco i no ano t) e representa o efeito aleatório individual não-observável (uma perturbação residual que varia ao longo do tempo e unidades).

A amostra é curta, daí o modelo não pode ter muitos regressores (limitado ao número de unidades em estudo, 7 bancos) e também está em causa a possível perda de graus de liberdade, pelo que é

necessária uma escolha criteriosa das variáveis a integrar nos modelos (tal como requerido pelo modelo de efeitos aleatórios). Isto porque: primeiro, era necessário analisar a heterogeneidade dos bancos no termo erro (ϵ_{it}); e, segundo, era fundamental analisar os modelos e ver se havia correlação entre a componente fixa do erro (α_i) e as variáveis independentes e, identificar o estimador mais adequado para analisar os dados. O critério adotado para a seleção das variáveis foi o método *Backward* em que inicialmente se incorporam todas as variáveis potenciais e depois, por etapas, foi-se eliminando e substituindo variáveis menos significativas por outras variáveis até se encontrar, no limite do número de coeficientes possíveis, um modelo parcimonioso.

O estudo do Fundo Monetário Internacional aplicado a Cabo Verde em 2016 também impôs limites ao número de variáveis que podiam ser incluídas no modelo devido à pequena dimensão da amostra (IMF, 2016). Também algumas variáveis foram excluídas do modelo devido à indisponibilidade de dados na periodicidade pretendida (observações mensais). Por exemplo, a adequação de capital, o risco de crédito, a rentabilidade de ativos e a rentabilidade de capitais próprios não foram incluídos no modelo. Para essas variáveis, o Banco de Cabo Verde só tinha disponíveis dados para períodos anuais de 2002 a 2008 e trimestrais de 2009 em diante (IMF, 2016).

4.4 Descrição e análise de dados

Nesta secção é fornecida evidência empírica sobre os determinantes da aplicação dos bancos em títulos de dívida pública em Cabo Verde. Inicia-se pela descrição das características das variáveis em estudo, seguida dos resultados dos testes de raiz unitária de painel. São igualmente apresentados os principais resultados da matriz de correlação entre as variáveis explicativas e, por fim, a investigação reporta os resultados da estimação do modelo econométrico especificado.

4.4.1 Descrição de dados

Para além da obrigatoriedade de aplicar pelo menos 5% do total das suas responsabilidades por depósitos (em moeda nacional ou estrangeira) em títulos de dívida pública, os bancos em Cabo Verde veem-se também obrigados a respeitar o nível da taxa de reservas das disponibilidades

mínimas de caixa (em 2017 fixada em 15% dos depósitos).⁵³ “A rubrica caixa e disponibilidades, com um peso de 13.8 por cento, embora a um ritmo inferior à média dos últimos cinco anos (19.3 por cento), contribuiu, em 2017, com um aumento de 14.7 por cento (17.4 por cento em 2016), para o incremento do total de ativos do sistema financeiro” (BCV, 2018, p. 30). Apesar disso, os títulos de dívida pública detidos pelos bancos são bem superiores aos mínimos legais. O rácio de títulos de dívida pública atingiu 14.49% dos depósitos em finais de 2017, bem acima dos 5% exigidos (Fig. 4.3).

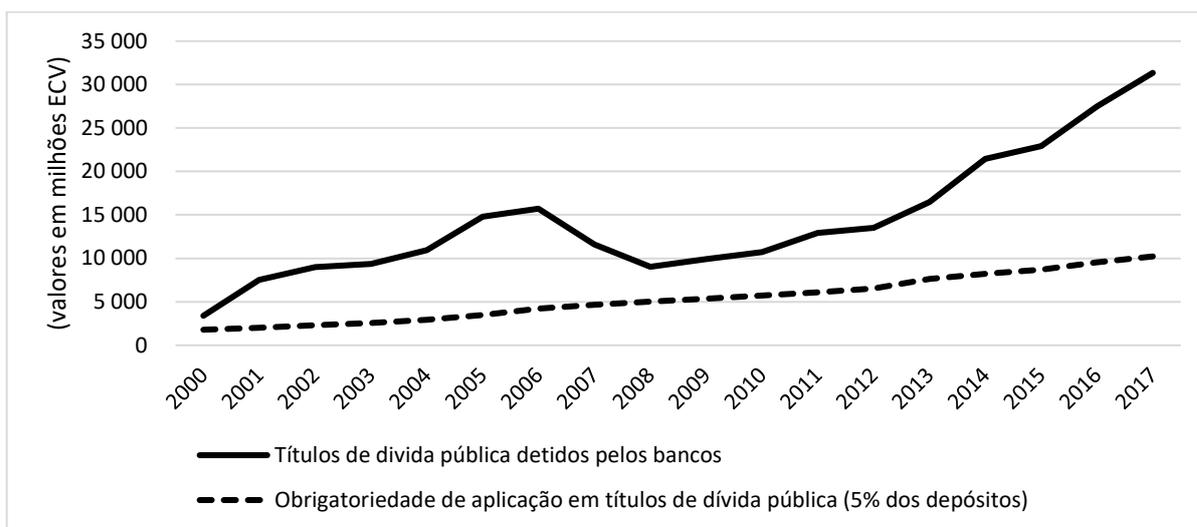


Fig. 4.3: Títulos de dívida pública detidos pelos bancos de 2000 a 2017, excluindo TCMF (em milhões ECV)

Fonte: Banco de Cabo Verde

Conforme os dados da Tabela 4.2, num período de 18 anos (de 2000 a 2017), o peso dos títulos de dívida pública detidos pelos bancos representa em média 11.22% dos ativos líquidos (dados obtidos da amostra para final de cada ano, sem incluir os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira). O mínimo verificado é de 0.78% e o máximo de 48.88%, com um desvio-padrão de 7.98%. Se incluir os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira, essa média sobe para 13.53% dos ativos, pois são mais 6.4 mil milhões de ECV investidos pelo Banco Comercial do Atlântico. Gennaioli *et al.* (2018) analisaram os títulos de dívida soberana em todo o mundo, investigando 20,060 bancos em 191 países. Encontrou evidências de que os bancos detêm muitos títulos de dívida pública - em média, 9% dos ativos em tempos normais, especialmente os bancos que fazem menos empréstimos e que operam em países menos desenvolvidos financeiramente.

⁵³ Aviso n.º 10/98 de 28 de dezembro do Banco de Cabo Verde.

Ora perante o fato, Cabo Verde está acima da média e para além de ainda o país estar ainda pouco desenvolvido financeiramente.

Verifica-se que, com base na amostra, não há uma relação linear entre a evolução do peso dos títulos de dívida pública e os créditos nos ativos dos bancos (ambos medidos em percentagem dos ativos líquidos) no período 2000-2017 ($r=-0.146615$, $p>0.05$; ver também a Fig. 4.4). De acordo com o relatório de estabilidade financeira de 2017 (BCV, 2018, p. 30), “*estruturalmente, o crédito representa uma parcela substancial do balanço do setor bancário nacional, alcançando o peso de 42.1 por cento em 2017 (42.0 por cento em 2016).*” Para além do crédito, acrescenta o relatório do Banco de Cabo Verde (BCV, 2018) que nos últimos três anos, os bancos têm investido em ativos mais líquidos e de menor risco, nomeadamente caixa e disponibilidades, aplicações em instituições de crédito e títulos que, juntos, representavam um peso de 51.4% no final de 2017 (51.1% em 2016).

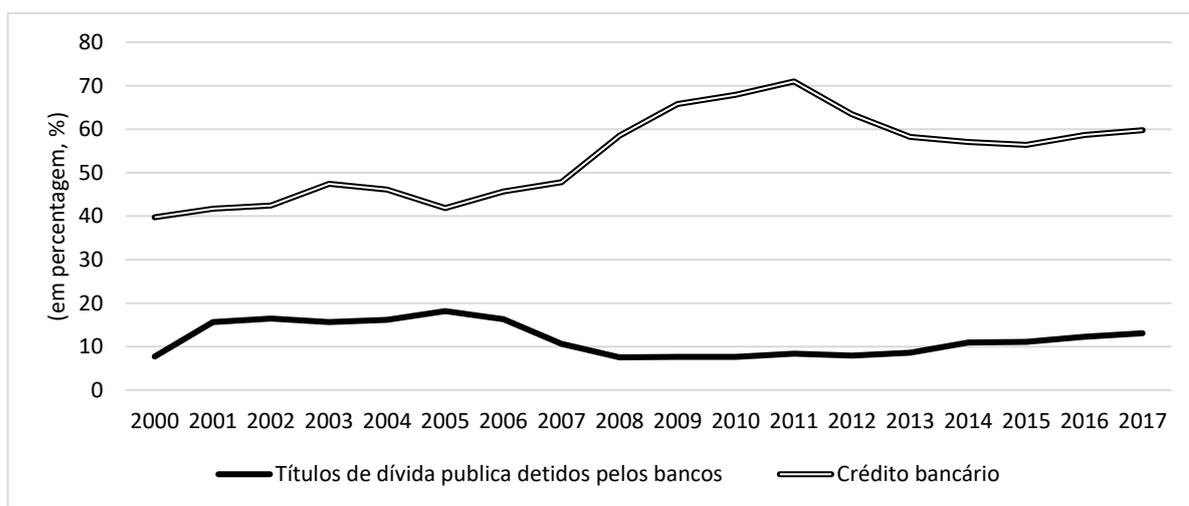


Fig. 4.4: Evolução dos títulos de dívida pública (sem TCMF) e créditos (em % dos ativos líquido) no período 2000-2017 (amostra de 7 bancos)

Através da Fig. 4.5 se analisa a relação entre os títulos de dívida pública em relação aos ativos líquidos e taxa de juro real. Inicialmente, onde os títulos de dívida pública em relação aos ativos são mais altos correspondem a mais elevadas taxas de juro real, que chegam aos 20%, taxas muito elevadas para uma empresa que queira investir. Enquanto o peso dos títulos de dívida pública em relação aos ativos bancários tem diminuído ao longo dos anos, a taxa de juro real, que é a taxa de juro de crédito ajustada pela inflação, tem inicialmente oscilado, sobretudo entre os anos 2000 e

2010. A partir de 2007, registou-se uma evolução oposta nas duas variáveis: enquanto o peso dos títulos nos ativos continuava a sua trajetória decrescente, a taxa de juro real subia (até 2010) devido aos efeitos da crise financeira. A partir de 2010, verificou-se uma ligeira estabilização nas duas variáveis. Tendo em conta que grande parte da dívida pública está nos bancos, o peso dos títulos de dívida pública no conjunto de ativos dos bancos parece afetar de forma significativa a taxa de juro real. No entanto, essa correlação é muito baixa ($r=0.2246$, $p<0.05$).

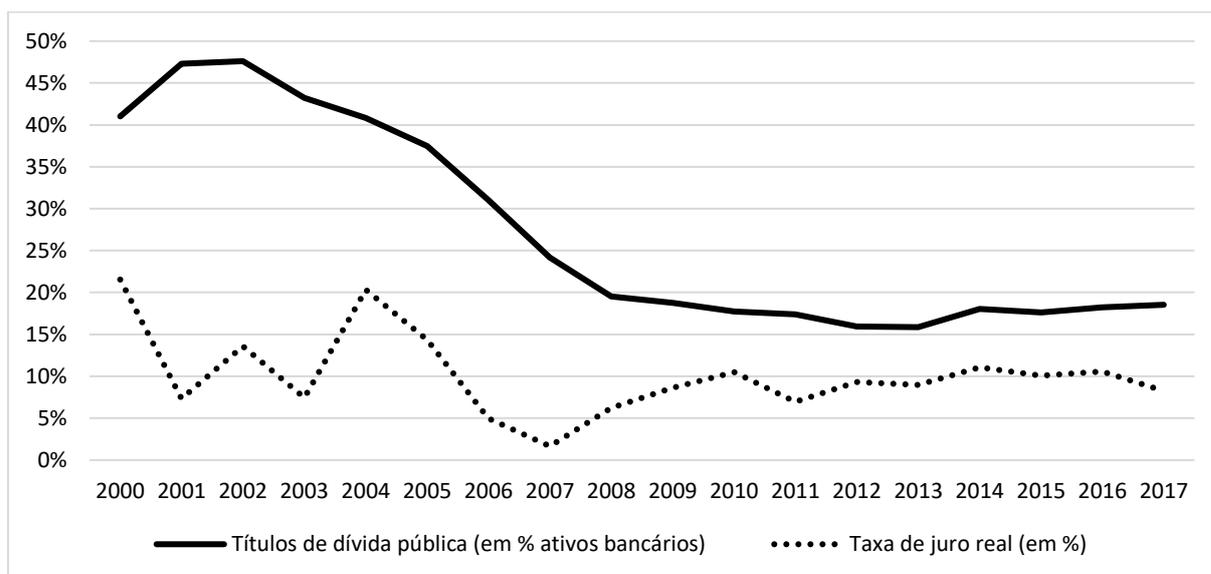


Fig. 4.5: Títulos de dívida pública (sem TCMF, em % dos ativos líquidos bancários) dos 7 bancos e taxa de juro real (em %) no período 2000-2017

Da Tabela 4.2 é possível constatar que, de 2000 a 2017 o rácio de solvabilidade (CAP) apresenta uma média de 20.51%, muito acima do mínimo regulamentar de 12% para bancos *onshore*. De acordo com dados do BCV (2018), em finais de 2017, esse rácio fixou-se em 17.3% (15.5% em 2016), impulsionado pelo incremento dos fundos próprios elegíveis que compensaram o crescimento de 1.2% dos ativos ponderados pelo risco. Isto demonstra que o setor bancário em Cabo Verde está bem capitalizado. Caixas e disponibilidades no Banco Central (LIQ) rondam uma média de 12.77% dos ativos líquidos. O total de ativos líquidos da amostra fixou-se em 240,297.35 milhões de ECV em 2017, sendo que a média é de 9.64 (valor em logaritmo natural), equivalente a 15,350.4 milhões de ECV. A média dos depósitos de clientes (DEPO) e de créditos a clientes (CRED) representam 75.63% e 51.68% dos ativos líquidos, respetivamente. No entanto, a média do risco de crédito (RCRED) e da imparidade (IMPAR) são preocupantes, nos valores de 10.07% e 66.97% respetivamente. A média do ROA é muito baixa (0.08%), muito

abaixo da média do crescimento económico (PIB) e da taxa de juro real (JURO), 4.05% e 10.09% respetivamente. A média de inflação verificada no período é 1.65%.

Tabela 4.2: Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Jarque-Bera	Observações
TITULO	11.22	0.78	48.88	7.98	90.7106***	93
CAP	20.51	10.00	179.00	22.03	4020.881***	89
LIQ	12.77	2.97	40.12	5.99	44.0051***	93
SIZE	9.64	6.28	11.40	1.12	7.0363**	93
CRED	51.68	10.33	87.42	19.38	4.7647*	91
DEPO	75.63	10.29	92.74	19.25	98.4503***	93
RCRED	10.07	0.45	28.28	6.20	6.2739**	88
ROA	0.08	-9.88	2.17	2.05	515.8161***	93
IMPAR	66.97	12.09	229.07	40.83	81.7283***	88
PIB	4.05	-1.27	9.37	2.89	4.3048	126
INF	1.65	-2.40	6.80	2.42	3.1442	126
JURO	10.09	1.65	21.54	4.80	20.3702***	126
REME	10.80	8.43	13.50	1.53	5.9863*	126

Notas: TITULO é título de dívida pública; CAP é adequação de capital; LIQ é disponibilidade; SIZE é dimensão do banco; CRED é créditos a clientes; DEPO é depósitos de clientes; RCRED é risco de crédito; ROA é rentabilidade dos ativos; IMPAR é imparidade; PIB é crescimento económico; INF é a taxa de inflação; e JURO é taxa de juro real.

As probabilidades para as estatísticas dos testes de Jarque-Bera: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ e *** $p < 0.01$ conforme o nível de significância for 10%, 5% e 1%, respetivamente.

4.4.2 Teste de raiz unitária de dados em painel

A fim de avaliar se as séries utilizadas no modelo seguem um processo estocástico estacionário tal como requerido pelo estimador de mínimos quadrados ordinários, antes de estimar o modelo procedeu-se ao teste às raízes unitárias para avaliar a estacionaridade das séries que compõem o painel de dados. Foram aplicados os testes Fisher-ADF e Fisher-PP para realizar os testes de raiz unitária para cada unidade do painel. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 4.3, cujos resultados rejeitaram, em níveis usuais de significância estatística, a hipótese nula de existência de raiz unitária para as unidades de painel. Nesse caso, rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária indica que as séries em estudo são estacionárias a 10% de significância, permitindo assim que se proceda inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados para cada variável.

Tabela 4.3: Teste de raiz unitária de painel, com deslocação em nível (teste Fisher para processo individual em nível)

Variáveis	Fisher-ADF (Estatística chi2)	Fisher-PP (Estatística chi2)	Max Lags
TITULO	31.3358***	50.6197***	3
CAP	67.7008***	87.9998***	2
LIQ	30.3803***	53.5717***	1
SIZE	30.5544***	51.0858***	1
CRED	27.4076**	31.4650***	3
DEPO	15.1297	21.2779*	1
RCRED	18.7225	23.3004*	1
ROA	21.4712*	32.7401***	1
IMPAR	37.5019***	35.3486***	0
PIB	22.8001*	23.9179**	1
INF	47.0170***	48.0373***	0
JURO	79.8735***	79.8735***	1

Notas: TITULO é título de dívida pública; CAP é adequação de capital; LIQ é disponibilidade; SIZE é dimensão do banco; CRED é créditos a clientes; RCRED é risco de crédito; ROA é rentabilidade dos ativos; IMPAR é imparidade; PIB é crescimento económico; INF é a taxa de inflação; e JURO é taxa de juro real.

Os testes tipo Fisher, Fisher-ADF e Fisher-PP, assumem um processo individual de raiz unitária.

As probabilidades para testes Fisher são calculadas usando uma distribuição assintótica de qui-quadrado: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ e *** $p < 0.01$ indicam que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Numa combinação dos testes Fisher-ADF e Fisher-PP, as variáveis depósitos de clientes (DEPO) e risco de crédito (RCRED), mostraram-se não ser estacionárias em nível para passeio aleatório com deslocação. Como o objetivo da investigação é estimar modelos com variáveis estacionárias em nível e desfasadas um período, optou-se por não integrar as duas variáveis no modelo.

4.4.3 Análise de correlação entre as variáveis

Antes da regressão é conveniente analisar a correlação entre as variáveis independentes para verificar possíveis relações que pudessem evidenciar problemas de multicolinearidade.

A Tabela A4.1 em apêndice apresenta a matriz de correlações entre as variáveis utilizadas no estudo. A variável dependente, títulos de dívida pública medida em percentagem de ativos líquidos (TITULO) possui correlações significativas com disponibilidade (LIQ), imparidade (IMPAR),

crescimento económico (PIB) e taxa de juro real (JURO). As correlações são todas positivas, no entanto, de fracas intensidades ($r < 0.3$). De entre essas relações, TITULO possui correlação mais forte com disponibilidade (LIQ), medida pelo rácio entre caixa e disponibilidades no Banco Central em percentagem dos ativos líquidos ($r = 0.3144$, $p < 0.01$). Isto evidencia que quando aumenta a disponibilidade dos bancos, aumenta a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública em Cabo Verde. Quanto às relações com PIB e JURO indicam que o ambiente macroeconómico positivo são condições favoráveis para mais aplicações bancárias em títulos de dívida pública.

Entre as variáveis explicativas, a correlação é mais forte entre adequação de capital (CAP) e dimensão do banco (SIZE) no valor de -0.5416 ($p < 0.01$) e entre CAP e créditos a clientes (CRED) no valor de -0.5385 ($p < 0.01$). CAP possui correlação negativa e significativa com SIZE, CRED e ROA e correlação positiva com JURO ($r = 0.2234$, $p < 0.05$). A LIQ é significativa ao nível de 5% com todas as variáveis em análise, exceto com CAP, SIZE e CRED. O ROA não possui correlação significativa com TITULO, no entanto, possui correlação significativa com quase todas as variáveis explicativas (com exceção de JURO). Todas as relações apresentam correlações moderadas, ou seja, $0.30 < r < 0.6$. No geral, as correlações não excedem os 0.8, sugerindo que não existem problemas de multicolinearidade (Studenmund, 2005).

4.5 Estimação do modelo e análise de resultados

Nesta secção são apresentados os principais resultados da estimação e interpretado os resultados.

4.5.1 Resultados de estimação

A Tabela 4.4 apresenta os resultados das estimações, sendo que os resultados dos testes de diagnóstico são reportados em conjunto na Tabela A4.3 em apêndice de modo a certificar a robustez do modelo (ver modelo (3)). A investigação apresenta um modelo dinâmico com variáveis explicativas todas desfasadas um período (ano $t-1$), capazes de influenciar a procura dos bancos por títulos de dívida pública no ano t , sendo que o modelo é estimado pelos efeitos fixos. A variável dependente desfasada ($TITULO_{t-1}$), mostra ser estatisticamente significativa ao nível de 1%, confirmando a premissa de persistência da carteira de títulos de tesouro dos bancos para novas

aplicações. Adequação de capital (CAP_{t-1}) e taxa de juro real ($JURO_{t-1}$) desfasadas são determinantes para a aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde, sendo os efeitos estatisticamente significativos ao nível de 1%. Relativamente aos impactos das variáveis determinantes, enquanto CAP_{t-1} tem efeitos negativos (coeficiente igual a -0.2037), $JURO_{t-1}$ tem efeitos positivos (coeficiente igual a 0.3723) na aplicação dos bancos em títulos de dívida pública. Isto se explica, por um lado, pelo fato de um aumento do capital implicar menos recursos para os bancos aplicarem nos títulos e, por outro lado, um aumento nas taxas de juro real também pode provocar um aumento na dívida e no défice público, devido ao aumento dos encargos com juros.

O resultado do teste da estatística F, igual a 21.1853 ($p < 0.01$), mostra que se pode rejeitar a hipótese nula a 1% de significância de que as variáveis independentes não explicam a variável dependente. Assim, o modelo apresenta boa qualidade de ajustamento por ser significativo a um nível de confiança de 99%, pelo que se pode concluir que o modelo é útil para identificar os determinantes da aplicação dos bancos em títulos de dívida pública em Cabo Verde. O R^2 é igual a 0.7767, o que significa que 77.67% da variação da aplicação dos bancos em títulos de dívida pública é explicada pelas variáveis explicativas.

Tabela 4.4: Resultado da estimação do modelo de efeitos fixos

Variáveis	Coeficientes
<u>Fatores específicos do banco (interno)</u>	
C	5.099560***
TITULO(-1)	0.513658***
CAP(-1)	-0.203706***
ROA(-1)	-0.657467
IMPAR(-1)	0.004140
<u>Fatores macroeconómicos (externos)</u>	
JURO(-1)	0.372312***
R ² :	0.7767
R ² ajustado:	0.7400
Estatística-F (Prob):	21.1853 (0.0000)

Notas: TITULO é título de dívida pública; CAP é adequação de capital; ROA é rentabilidade dos ativos; IMPAR é imparidade; e, JURO é taxa de juro real.

Nível de significância estatística: *** Coeficiente significante a 1%; ** Coeficiente significante a 5%; * Coeficiente significante a 10%.

Face às várias experiências realizadas com todas as potenciais variáveis identificadas como relevantes na literatura, as variáveis, liquidez, PIB e inflação não se mostraram significativas e úteis aos modelos e daí foram excluídas. Dado o limite de regressores por modelo não era possível apresentar todas as variáveis não significativas nos modelos. Egesa et al. (2015), por exemplo, não utilizam indicadores de liquidez. Egesa et al. (2015) e Affinito et al. (2016) não utilizaram as variáveis macroeconômicas nos seus modelos. Gennaioli et al. (2018) identificou a inflação como potencial variável, mas também não a utilizou no seu modelo. Por questões técnicas o modelo ficou limitado a um número reduzido de regressores não superior ao número de unidades em análise. Assim, o modelo parcimonioso estimado resultou de uma combinação de variáveis que dão maior poder explicativo.

4.5.2 Resultados dos testes de diagnóstico

Devido à quantidade de parâmetros do modelo, que são superiores ao número de bancos em análise, não foi possível estimar um modelo de efeitos aleatórios, pois dificultava a inclusão dos resíduos no modelo de regressão auxiliar para teste de autocorrelação. Daí optou-se por aplicar os estimadores de efeitos fixos, considerados adequados para dados em painel não balanceado (Athanasoglou *et al.*, 2006; Wooldridge, 2012) e, também de acordo com o teste de Chow. Os resultados do teste de Chow mostram que a estatística do teste F é igual a 4.1670, com um *p-value* de 0.013, portanto inferior a 0.05 (conforme o apêndice A4.3), pelo que a hipótese nula de homogeneidade nos coeficientes de intersecção e de declive será rejeitada. Assim, os dados evidenciam que os efeitos individuais não observáveis são relevantes na explicação do modelo, pelo que os estimadores de efeitos fixos são mais adequados para analisar os determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro.

Para aumentar a robustez da estimativa, a equação do modelo a ser estimado incorpora efeitos fixos entre as unidades em análise (os bancos), tal como aplicado por Affinito *et al.* (2016) e Buch *et al.* (2016). Este procedimento é justificado por Affinito *et al.* (2016) como sendo adequado para controlar os fatores específicos bancários não observáveis.

Devido à sua estrutura econométrica apresentada, os modelos de efeitos fixos caracterizados pela heterogeneidade entre os indivíduos podem estar sujeitos a um possível problema de endogeneidade (Yüksel *et al.*, 2018). Contudo, de acordo com Hausman (1978), o modelo de efeitos fixos é o mais adequado para resolver esse problema. Além disso, os fatores específicos bancários podem estar sujeitos à endogeneidade e, para resolver esse problema foi especificado um modelo com todas as variáveis específicas desfasadas tal como proposto por Bonner (2014). Por outro lado, a partir da regressão auxiliar da estimação dos resíduos dos modelos como variável dependente, foi possível confirmar que não existe endogeneidade para nenhum dos modelos estimados na Tabela A4.2 em apêndice, ou seja, as variáveis explicativas são exógenas (estatística do teste t com $p\text{-value} > 0.05$).

Ainda tendo em conta a estrutura dos dados e, para o efeito de testes de heteroscedasticidade, foi necessário proceder previamente ao teste de normalidade dos resíduos. Os resultados do modelo (6) da Tabela A4.3 em apêndice, evidenciam a partir da análise dos resíduos da regressão que a estatística de Jarque-Bera é igual a 11.2832 ($p\text{-value}$ igual a 0.0035) pelo que se rejeita a normalidade dos resíduos.

Assim, sob a hipótese nula de igualdade das variâncias foi realizado o teste para verificar a presença de heteroscedasticidade no modelo, aplicando o teste de Levene considerado adequado para modelos com resíduos não normalmente distribuídos (em detrimento do teste de Bartlett para modelos com os resíduos normais). O resultado do teste de Levene ($F=1.5068$, $p\text{-value}$ igual a 0.2089) mostra um $p\text{-value}$ acima de 0.05 de significância, pelo que não se rejeita a hipótese de que todas as variâncias são iguais (os termos de erros são homoscedásticos).

Relativamente à análise de autocorrelação, foi aplicado o teste F para analisar tanto a significância global do modelo como a análise da significância conjunta dos termos dos resíduos (neste caso foi utilizado um desfasamento). O resultado do teste F é igual a 0.6648 ($p\text{-value}$ de 0.7774) para a significância global do modelo, enquanto para a significância conjunta dos termos dos resíduos o teste F é igual a 0.1163 ($p\text{-value}$ de 0.7343), mostrando que os resíduos não são significativos. Assim, não se rejeita a hipótese nula, pelo que não se evidenciam a presença de autocorrelação entre os resíduos no tempo ($p\text{-value}$ do teste maior que 0.05).

4.5.3 Interpretação dos resultados

Os valores dos coeficientes estimados para $CAP_{t-1} = -0.2037$ e $ROA_{t-1} = -0.6575$ têm efeitos negativos, pese embora ROA_{t-1} não tenha um efeito significativo. Adequação de capital (CAP_{t-1}) é determinante para a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública, tal como evidenciaram Popov e Van Horen (2013), Egesa *et al.* (2015) e Abbas e Espinoza (2016). Isto faz sentido uma vez que um aumento do CAP_{t-1} faz com que haja menos procura por títulos de dívida pública (TITULO) por parte dos bancos em Cabo Verde. Buch *et al.* (2016) e Acharya e Steffen (2015) encontraram resultados semelhantes. De acordo com os resultados de Buch *et al.* (2016), os bancos com maiores aplicações em títulos soberanos são bancos com fraca capitalização, o que não é o caso de Cabo Verde cujos bancos parecem bem capitalizados (CAP tem uma média de 20.51%, conforme a Tabela 4.2). Acharya e Steffen (2015) descobriram que bancos com índices de capital mais baixos também investem mais em títulos soberanos. Pelo contrário, Egesa *et al.* (2015) e Abbas e Espinoza (2016) encontraram resultados diferentes. Egesa *et al.* (2015) mostraram que os aumentos de capital resultaram em aumentos nos investimentos em títulos, enquanto para Abbas e Espinoza (2016), requisitos de adequação de capital mais altos aumentam os investimentos dos bancos em títulos. Por outro lado, a obrigatoriedade dos bancos de adquirirem títulos de dívida pública leva ao aumento da carteira de títulos. Esses títulos fazem parte dos ativos do banco, também contabilizados no cálculo do rácio do capital. Naturalmente, o aumento do rácio de capital (por aumento dos capitais próprios em detrimento dos ativos) resulta em menos investimentos em títulos do tesouro. Apesar do capital baseado em risco ser um dos fatores determinantes da procura dos bancos por títulos, os bancos devem deter capital proporcional ao seu nível de risco (Berger e Udell, 1994), de forma a não comprometer as aplicações em ativos. Recordar-se que essa variável, adequação de capital, é um indicador prudencial de carácter regulatório permanente, pelo que a rigidez no seu cumprimento é assegurada pelo Banco Central dada a sua importância para solidez dos bancos. O aumento desse indicador, que deve ser no mínimo 12% dos ativos ponderados pelos riscos de créditos, risco de câmbio e risco operacional, leva os bancos a ter menos recursos para financiar os seus ativos, logo traduz-se em menos aplicações em títulos. Assim, TITULO varia -0.2037 no ano t quando CAP aumenta 1 unidade no ano t-1.

Relativamente à rentabilidade dos ativos (ROAt-1), embora não significativa, era esperado que não houvesse uma relação positiva com a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública, devido à baixa taxa de rentabilidade desses títulos comparativamente aos créditos.

Analisando os determinantes com efeitos positivos na aplicação dos bancos em títulos de dívida pública, desde logo destaca-se o próprio termo autorregressivo (TITULOt-1) com maior impacto no modelo (0.5137), taxa de juro real (JUROT-1) e imparidade dos créditos (IMPART-1). Esta última variável não é significativa, apesar do sinal indicar que os bancos aumentam a sua aplicação em títulos de tesouro a medida que aumenta as imparidades dos créditos em relação aos créditos vencidos. Isto tem a ver com a qualidade dos créditos. No que refere a taxa de juro real (JUROT-1), o seu coeficiente é estatisticamente significativo a 1%. O aumento da taxa de juro leva à diminuição da procura de empréstimos por parte do setor privado, com consequência para o aumento da liquidez dos bancos. Esta é uma das razões por que Rodrigues (1993) considera o endividamento do setor privado como uma das causas que reduz a procura por empréstimos e aumenta a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública. Embora os títulos do tesouro apresentem taxas de rentabilidade mais baixas do que empréstimos, naturalmente os bancos comerciais compram títulos do governo para obter juros (World Bank & International Monetary Fund, 2001; Bonner, 2014; Egesa *et al.*, 2015; Abbas e Espinoza, 2016; Gennaioli *et al.*, 2018). Por outro lado, não se deve perder de vista ainda que taxas de juro menores reduzem o custo da dívida para o governo. Se isso acontecer, também é verdade que diminuindo as taxas de juros, esses títulos tornam-se menos atraentes para os bancos, diminuindo assim a sua procura. O contrário também se verifica, tal como o coeficiente do modelo sinaliza. Aumento de 1 ponto percentual em JURO no ano t-1 tem efeitos no aumento de TITULO em 0.3723 pontos percentuais no ano t.

Para fins comparativos, estimaram-se modelos determinantes da aplicação dos bancos em títulos de dívida pública apenas com variáveis explicativas contemporâneas, mas os resultados não foram os esperados. Os resultados são modelos pouco robustos, pois apresentam problemas de autocorrelação que obrigam a utilizar desfasamentos para corrigir o problema. O uso de desfasamentos para um período resultou em modelos autorregressivos com um *mix* de variáveis contemporâneas e desfasadas (Tabela A4.2 em apêndice). Pode-se verificar ainda nos modelos (4),

(5) e (6) na Tabela A4.2 em apêndice que, as variáveis mais significativas são as desfasadas, dando razão aos autores que usaram variáveis explicativas todas desfasadas para identificar fatores determinantes para o investimento dos bancos em títulos públicos (Affinito *et al.*, 2016 e Gennaioli *et al.*, 2018).

A exceção do modelo (5) que inclui dois termos autorregressivos e estimado através de efeitos agrupados (*pooled*), todos os modelos foram estimados via efeitos fixos. O melhor modelo identificado com variáveis explicativas contemporâneas é o modelo (6) na Tabela A4.2 em apêndice, com um R^2 ajustado igual a 0.7334. Este modelo contempla as mesmas variáveis explicativas que o modelo apresentado, mas com maior número de coeficientes devido à necessidade de introduzir desfasamentos, tornando-o assim num modelo dinâmico autorregressivo de desfasamento distribuído. Contudo, o modelo apresentado, de efeitos fixos, apresenta resultados do teste F e R^2 ajustado mais elevados do que os do modelo (6), pelo que está melhor ajustado e consegue melhor explicar os determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde. Aliás, todos os modelos analisados são modelos dinâmicos autorregressivos e apresentam boa qualidade de ajustamentos (estatística $F > 10$, $p < 0.01$), conforme a Tabela A4.2 em apêndice.

Para além do termo autorregressivo, significativo a 1% para todos os modelos analisados, as variáveis determinantes para todos os modelos são CAP e JURO. A variável ROA é significativa apenas quando é desfasada nos modelos de variáveis explicativas contemporâneas. Neste caso, apresenta efeitos negativos quando desfasada, contrariamente a forma contemporânea, que apresenta efeitos positivos (mas não significativo).

4.6 Síntese do capítulo

Os bancos em Cabo Verde parecem ter maior interesse nos títulos do tesouro do que o esperado, pois a sua aplicação representa 14.49% dos depósitos em 2017, para além do mínimo legal regulamentado pelo rácio prudencial de 5% das responsabilidades por depósitos em moeda nacional e estrangeira. Em relação aos ativos, no período de 2000 a 2017, os títulos do tesouro representaram uma média de 11.22% dos ativos líquidos dos bancos. Isto demonstra que os bancos

em Cabo Verde detêm muitos títulos do tesouro, bem acima da média dos 9% a nível mundial verificada em 20,060 bancos de 191 países por Gennaioli *et al.* (2018).

O presente estudo procurou identificar os fatores determinantes da aplicação dos bancos em títulos do tesouro em Cabo Verde. Para isso se considerou a variável, títulos de dívida pública (TITULO), medida pela relação entre o *stock* dos títulos de dívida pública e os ativos líquidos bancários em finais dos períodos. Os dados foram organizados em painel para os 7 bancos que compunham o setor bancário no final de 2017.

A escolha do modelo mais adequado à investigação resultou da aplicação dos testes apropriados. Nesta investigação empírica e após análise dos resultados obtidos, concluiu-se que o modelo mais adequado é o de efeitos fixos. Assim, o estudo apresenta um modelo dinâmico com variáveis explicativas todas desfasadas um período ($t-1$), estimados por efeitos fixos, capazes de influenciar a procura dos bancos por títulos de dívida pública no ano t . Em termos metodológicos, ao não utilizarem um modelo dinâmico, caracterizadas pela presença da variável dependente desfasada entre os regressores do modelo, Affinito *et al.* (2016), Buch *et al.* (2016) e Gennaioli *et al.* (2018) consideram que a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública não depende da sua própria realização no passado. Este não é o caso do presente estudo onde, pelo contrário o termo autorregressivo mostra ser estatisticamente significativa ao nível de 1%, confirmando que novas aplicações dos bancos em títulos de tesouro em Cabo Verde dependem de aplicações anteriores pois tem de manter um mínimo correspondente a 5% dos depósitos.

Pelos resultados dos modelos pode-se concluir que a aplicação dos bancos em títulos de dívida pública em Cabo Verde é influenciada por variáveis independentes não no momento presente, mas sim no momento passado. Os resultados ainda mostram que adequação de capital e taxa de juro real são determinantes para a aplicação dos bancos em títulos do tesouro. Um aumento de capital resulta numa diminuição da aplicação dos bancos em títulos públicos. Pelo contrário, um aumento na taxa de juro real pressupõe um aumento do custo de financiamento ao setor privado e inibindo a procura por crédito, sugerindo assim um aumento da aplicação dos bancos por ativos mais seguros (os títulos do tesouro). Esta parece ser uma das razões que justifica o fato do endividamento do setor privado levar ao aumento da taxa de juro real, à redução das taxas de

crescimento do crédito e ao aumento da procura dos bancos por títulos do governo em Cabo Verde. Contudo, apesar da boa exposição em títulos do tesouro, os bancos em Cabo Verde estão bem capitalizados.

Os resultados obtidos sugerem implicações importantes para o desenvolvimento económico do país. Primeiro, a manutenção de elevado índice de adequação de capital, que garante a solidez dos bancos, tem efeitos negativos na aplicação dos bancos em títulos do tesouro. Segundo, a manutenção de altas taxas de juro no mercado inibe o acesso ao crédito e aumenta a procura dos bancos por títulos do tesouro. Por outro lado, face ao aumento do risco de crédito, tem havido um aumento da procura por títulos de dívida pública. Assim, a tendência é para a diminuição das taxas de juros dos títulos de dívida pública, com efeitos negativos na rentabilidade dos bancos. Os resultados ainda sugerem um lento desenvolvimento dos bancos em Cabo Verde em virtude da elevada exposição a dívida pública e níveis de crédito em incumprimento, aos quais Hauner (2009) considera ser “bancos preguiçosos”.

O presente estudo apresenta algumas limitações, nomeadamente a nível da dimensão da amostra, pois o período estudado, para além de ser relativamente curto, é também influenciada pela crise financeira internacional a partir de 2008 durante a qual houve rápido crescimento da aplicação dos bancos nos títulos públicos (um período atípico, que pode ter influenciado os resultados).

Capítulo 5: Efeitos dos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos em Cabo Verde

Resumo

Este estudo tem como objetivo analisar os efeitos no risco de liquidez e na rentabilidade de ativos dos bancos em Cabo Verde à exposição aos títulos de dívida pública. A investigação incidiu sobre um painel de dados não balanceado, compreendendo observações anuais sobre a atividade de todos os bancos comerciais a operar em Cabo Verde em finais de 2017 (7 no total) para o período entre 2000 e 2017. O estudo aplicou quatro modelos de regressão com desfasamentos, estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Os resultados mostram que, no imediato, os títulos de dívida pública (medidos em percentagem dos ativos) não têm impacto sobre a variação do risco de liquidez e sobre a rentabilidade de ativos dos bancos. A longo prazo, apresentam um impacto positivo sobre a rentabilidade dos ativos, sendo essa relação mais significativa quando os títulos de dívida pública não incluem os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira. O estudo conclui que, deste ponto de vista, a estratégia dos bancos em deter títulos de dívida pública é acertada, constituindo uma alternativa viável e de baixo risco para aplicação interna de excedentes de liquidez e obtenção de rentabilidade mais elevada no longo prazo.

Classificação JEL: E43, G21, H63

Palavras-chave: Títulos de dívida pública, risco de liquidez bancária, rentabilidade bancária, dados em painel, Cabo Verde

5.1 Introdução

Cabo Verde é um pequeno país africano, insular e de fracos recursos naturais, cuja economia depende essencialmente do setor do turismo. Para desenvolver o país, os diversos governos têm apresentado sucessivamente grandes défices públicos, que resultaram numa enorme acumulação de dívida pública. O forte crescimento da dívida pública externa (de acordo com Brito, 2014), constituída na sua maioria por empréstimos concessionais, é justificado pela necessidade de desenvolver os grandes projetos de infraestruturização e modernização do país (com a construção de estradas, portos, aeroportos, barragens e habitações de interesse social).

A dívida pública interna é utilizada sobretudo para suprir necessidades de tesouraria do Estado e subsidiar o funcionamento de algumas empresas públicas deficitárias.⁵⁴ Essas empresas estatais vêm acumulando responsabilidades substanciais, estimadas em cerca de 20% do PIB em 2016, que representam custos fiscais significativos e até insustentáveis para o país (*African Economic Outlook*, 2017). Neste sentido, Christie e Rioja (2014) afirmaram que Cabo Verde enfrenta desafios potenciais devido ao aumento da dívida pública (considerada uma das mais elevadas do mundo, atingindo 132.32% do PIB em 2017, incluindo os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira), o que poderá conduzir o país a uma situação de *default*.⁵⁵ Esta situação verifica-se quando há incumprimento da dívida pública que, para além da falta de pagamento, é também considerado quando uma das condições do contrato (prazo, juros e garantias) forem alteradas de uma forma unilateral pelo emissor do título (Arnold e Lemmen, 2001). Por outro lado, há quem a considere sustentável, pois o Estado de Cabo Verde sempre tem cumprido as suas obrigações financeiras (Brito, 2014; Ncube e Brixiová, 2015). Em particular, relativamente à dívida externa, constituída em 80% por empréstimos concessionais, Cabo Verde apresentava liquidez suficiente para assumir os seus compromissos (Brito, 2014).

⁵⁴ Com destaque para a IFH - Imobiliária, Fundiária e Habitat, S.A., a empresa de transportes aéreo de Cabo Verde (TACV- Transportes Aéreos de Cabo Verde) e a companhia estatal de água e eletricidade (Electra, SA). Estas duas últimas empresas têm vindo ao longo de décadas a apresentar problemas de eficiência técnica (uso racional e mais adequado dos fatores de produção) originando perdas de produção e com grande prejuízo para a tesouraria do Estado e para o agravamento da dívida pública do país. Dados da Fitch Ratings (2019) apontam para o alto risco da dívida pública derivado das excessivas responsabilidades do Estado para com essas três empresas (que representavam 31% do PIB em junho de 2018).

⁵⁵ São títulos de dívida pública emitida pelo Estado de Cabo Verde e representativos de um fundo - o “*International Support for Cabo Verde Stabilization Trust Fund*” (Lei n.º 64/V/98). A gestão do fundo está a cargo do Banco de Portugal, sendo a política de investimentos definida em conjunto com um representante do Governo de Cabo Verde.

Como a Fig. 5.1 mostra, os problemas da dívida pública de Cabo Verde começaram sobretudo após o início da crise financeira (2008), com o agravamento do défice global. Antes disso, os níveis de dívida estavam relativamente estáveis (abaixo dos 70% do PIB), até com tendência decrescente nos anos pré-crise (2002 a 2008). Nota-se uma evolução crescente sobretudo do recurso à dívida externa, que passou de 38.54% do PIB em 2008 para 92.33% em 2017 (um forte e significativo crescimento de 53.79 pontos percentuais em apenas nove anos). A nível interno, houve crescimento da dívida mais por via da emissão de títulos públicos. A dívida interna (incluindo os TCMF) passou de 27.09% do PIB em 2008 para 39.98% do PIB em 2017. Excluindo os TCMF (parte da dívida interna que permaneceu fixa em termos absolutos ao longo deste período), evidencia-se um crescimento efetivo de 14.33 pontos percentuais no *stock* da dívida interna (de 18.64% do PIB em 2008 para 32.97% do PIB em 2017).⁵⁶

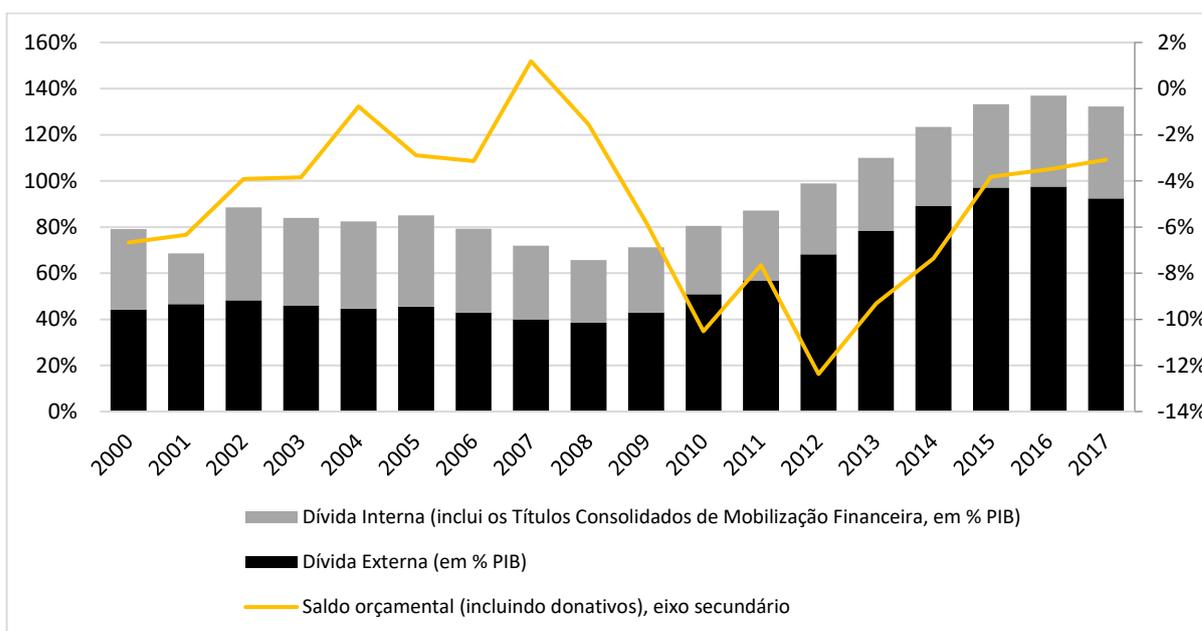


Fig. 5.1: Evolução da dívida pública (em % do PIB) de Cabo Verde (incluindo TCMF), de 2000 a 2017

Fonte: Banco de Cabo Verde

É importante analisar separadamente a evolução e os efeitos distintos das dívidas interna e externa. A dívida interna resulta de empréstimos emitidos no mercado nacional junto de credores nacionais e residentes, enquanto a dívida externa resulta de empréstimos emitidos em mercados estrangeiros, independentemente do tipo de moeda e da nacionalidade dos credores. Em muitos

⁵⁶ Já que em termos relativos aponta para um ligeiro crescimento, pois a diferença em 2008 é de 8.45 pontos percentuais (p.p.) e em 2017 é de 7.01 p.p.

países em desenvolvimento, o peso da dívida interna na dívida pública total tem aumentado bastante devido às dificuldades de acesso ao financiamento nos mercados internacionais para alguns (sobretudo pela diminuição dos empréstimos multilaterais e concessionais), e para outros pela simples estratégia dos governos em reduzir a dependência externa (Panizza, 2008). Embora isso reduza os riscos macroeconómicos, o aumento rápido da parcela do crédito interno absorvido pelo setor público em muitos países em desenvolvimento (como é o caso de Cabo Verde) levanta questões sobre as consequências para o desenvolvimento do setor financeiro (Panizza, 2008; Hauner, 2009) tais como créditos ineficientes para o setor privado e desenvolvimento financeiro precário (Altayligil, 2013). Para Basti e Köksal (2011), os efeitos dessa mudança de política de financiamento devem ser assim analisados com atenção, porque o aumento da dívida pública interna pode ter sérias implicações no desenvolvimento financeiro desses países.

Por outro lado, a alta exposição dos bancos em Cabo Verde à dívida pública traz riscos para a estabilidade financeira, pois é o sistema bancário nacional que alimenta o défice do governo central. Segundo dados do Banco de Cabo Verde, em finais de 2017 o *stock* da dívida interna (incluindo TCMF) representava 30.03% da dívida pública total (que, por sua vez, representava 39.98% do PIB). De acordo com Gorton e Huang (2002), se o governo não for eficiente nas suas opções políticas económicas e fiscais, isto conduzirá a um sistema bancário não eficiente, pondo em causa todo o sistema bancário. Contudo, se por um lado é preciso avaliar a capacidade do país em honrar os seus compromissos a longo prazo, por outro lado, torna-se assim necessário avaliar a capacidade dos bancos em fazer face a um eventual risco de liquidez e perda de rentabilidade.

Com o objetivo de financiar os défices orçamentais, os governos podem emitir dívida. Esses défices resultam do desequilíbrio entre as despesas e as receitas do governo, e Cabo Verde enfrenta esse desequilíbrio devido às sérias limitações ao aumento da receita, pelo facto de aumentar pouco a base tributária. O baixo nível de rendimento, a elevada carga fiscal, as altas taxas de desemprego, os elevados custos dos fatores produtivos, a reduzida dimensão do mercado (cerca de 500 mil consumidores, ainda fragmentado e com desenvolvimento condicionado pelos constrangimentos da insularidade) e a existência ainda de um relevante setor informal (cerca de 12.1% do PIB em 2015), tornam difícil a cobrança de impostos diretos e indiretos no país.⁵⁷

⁵⁷ Dados do Inquérito Multiobjectivo Contínuo de 2015 realizado pelo INE-Instituto Nacional de Estatística de Cabo Verde.

É notório o reconhecimento dado à importância do setor bancário no sistema financeiro e no desenvolvimento económico (Gorton e Winton, 2002; Levine, 1997; Demirgüç-Kunt, Feyen e Levine, 2012). Para Gorton e Winton (2002), o processo de poupança e de investimento em economias capitalistas é organizado em torno da intermediação financeira, tornando assim os bancos numa instituição central no processo do crescimento económico. A evidência empírica tem demonstrado de forma clara que um sistema financeiro sólido é condição básica para um crescimento sustentável da economia (Levine, 1997, e Demirgüç-Kunt *et al.*, 2012). Demirgüç-Kunt *et al.* (2012) acrescentam ainda a condição de que um bom sistema financeiro deve ser composto por instituições robustas, providas de liquidez, capitalização e rentabilidade. Por outro lado, o enfraquecimento da economia pode afetar o setor financeiro, particularmente o setor bancário. Assim, dado o nível da dívida pública do país e a exposição dos bancos comerciais à dívida interna, no presente estudo analisa-se a forma como o setor bancário é afetado pelos títulos de dívida pública, analisando em especial os efeitos causados em dois dos principais indicadores de desempenho: a liquidez e a rentabilidade.

A literatura identifica diversos fatores que influenciam a liquidez e a rentabilidade dos bancos e divide-os, geralmente, em dois grupos: fatores internos, específicos dos bancos, e fatores externos, específicos do setor e macroeconómicos (Petria *et al.*, 2015). Dos fatores internos, interessa para a presente investigação o rácio de títulos de dívida pública para analisar os efeitos desses títulos no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos - até porque existe uma lei que obriga os bancos a comprar títulos de dívida pública em Cabo Verde.⁵⁸ Conforme se pode observar na Fig. 5.2, em 2017 a dívida do governo central ao sistema bancário (incluindo TCMF) representava 67.19% da dívida interna, sendo que desta, os bilhetes de tesouro e as obrigações de tesouro representam 2.14% e 71.08%, respetivamente, da dívida do governo central ao sistema bancário. Por outro lado, os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF) representavam 24.16% da dívida do governo central ao sistema bancário (detidos apenas por um banco, BCA - Banco Comercial do Atlântico). Os restantes 2.62% são créditos concedidos ao governo.

⁵⁸ Aviso n.º 10/98 de 28 de Dezembro do Banco de Cabo Verde, ao abrigo do artigo 37º da Lei nº 3/V/96 de 1 de Julho, tem a seguinte citação no seu nº 1: “As instituições de crédito são obrigadas a incluir no seu ativo títulos de dívida pública, cujo valor global, determinado segundo os respetivos preços de aquisição, não poderá ser inferior a 5% do total das suas responsabilidades por depósitos em moeda nacional ou estrangeira”.

Na Fig. 5.2 é possível ainda ver que, ao longo dos anos, o peso da dívida do governo central ao sistema bancário vem diminuindo, passando de 86.62% em 2000 para 67.19% em 2017. Esta diminuição não tem nada a ver com o volume da dívida (que aumentou, sobretudo o stock dos títulos de dívida pública), mas sim com o alargamento da base de investidores no mercado da dívida pública interna, com o surgimento de, cada vez mais, outras instituições não bancárias (como é o caso especial de instituições com muita liquidez como o INPS – Instituto Nacional de Segurança Social e a ASA-Aeroporto e Segurança Aérea).⁵⁹

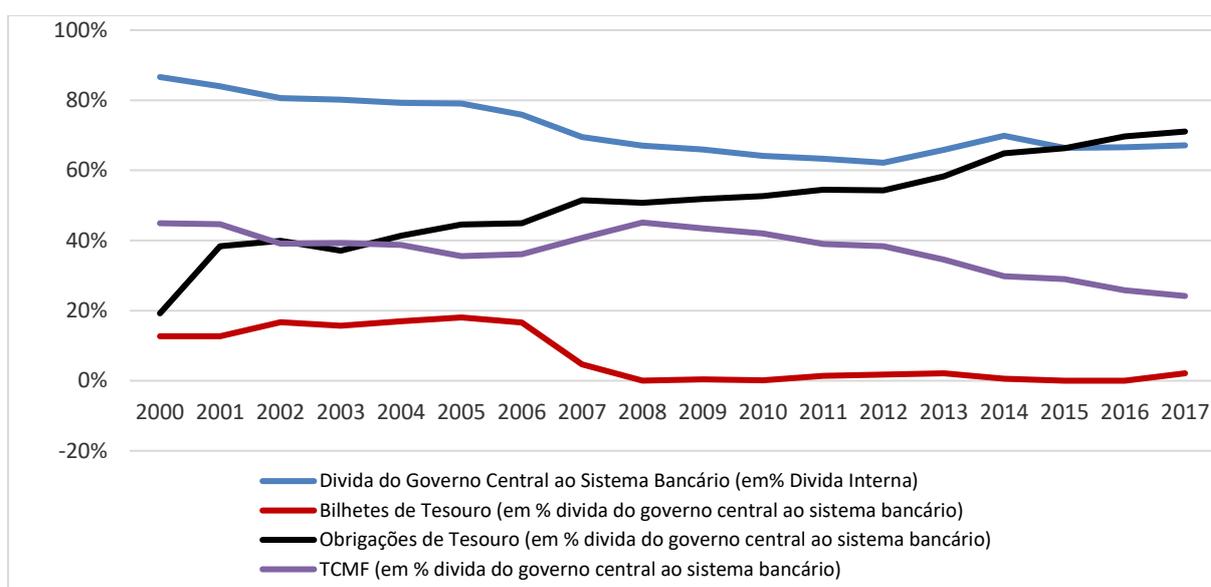


Fig. 5. 2: Dívida do tesouro ao sistema bancário em Cabo Verde (2000-2017)

Fonte: Banco de Cabo Verde

Assim, torna-se crucial analisar a relação entre os títulos de dívida pública e o desempenho do sistema bancário. Nesse sentido, a pergunta que procura orientar esta investigação é quais os efeitos da exposição aos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos em Cabo Verde?

Especificamente, pretende-se analisar a relação entre os títulos de dívida pública detida pelos bancos com os fatores específicos bancários e macroeconómicos (como a taxa de juro real, a inflação e o crescimento económico) e, investigar a relação e a significância estatística dos efeitos dos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos.

⁵⁹ Por exemplo, no final de 2015 o INPS possuía cerca de 42% dos títulos do tesouro (IMF, 2016).

Dada a sua natureza e possibilidade de conversão em meios financeiros (comparativamente às aplicações em crédito), o aumento de aplicações em títulos de dívida pública confere uma maior liquidez aos bancos (Alzoubi, 2017), diminuindo assim o risco de liquidez. Contudo, sendo esses títulos ativos de baixa rentabilidade (comparativamente aos créditos, por exemplo), é esperado que o aumento do peso dos títulos de dívida pública nos ativos, enquanto fator específico dos bancos, tenha um efeito negativo sobre a rentabilidade dos ativos dos bancos em Cabo Verde.

Para além desta introdução, este capítulo estrutura-se da seguinte forma: na secção 5.2 apresenta-se uma revisão da literatura sobre os determinantes do risco de liquidez e rentabilidade dos bancos e, as evidências teóricas e empíricas dos efeitos dos títulos de dívida pública nos bancos; na secção 5.3 faz-se uma apresentação dos modelos e das variáveis; na secção 5.4 faz-se uma descrição e análise de dados; na secção 5.5 faz-se um reajustamento aos modelos econométricos propostos de forma a corrigir os problemas de heteroscedasticidade e de autocorrelação; na secção 5.6 apresentam-se os modelos estimados e analisam-se os resultados empíricos; e, por fim, na secção 5.7 apresenta-se a conclusão do estudo.

5.2 Revisão da literatura

Nesta secção apresenta-se o estado da literatura sobre os determinantes do risco de liquidez e da rentabilidade dos bancos, com especial interesse nos efeitos dos títulos de dívida pública naqueles indicadores bancários.

5.2.1 Efeitos dos títulos de dívida pública nos bancos

Hauner (2009) estudou o papel da dívida pública no desenvolvimento financeiro, mais concretamente no setor bancário. Confrontou dois pontos de vista ao analisar a relevância da dívida pública no desenvolvimento financeiro: a visão de "ativos seguros" e a visão de "bancos preguiçosos". A visão de "ativos seguros" destaca o papel da dívida pública no setor financeiro, considerado um bem relativamente seguro: *“Most often, the role of public debt in financial development has been thought of in terms of a positive role it can play in developing financial sectors by providing a relatively safe asset; we will call this the ‘safe asset’ view”* (Hauner, 2009, p. 171). Para a visão de

"bancos preguiçosos", os bancos que detêm muita dívida pública desenvolvem-se mais lentamente (Hauner, 2009, p.171): “*Lazy banks’ view: developing banking sectors holding large public debt may progress more slowly, because banks that mainly lend to the public sector could become too complacent to have the drive to develop the banking market under the difficult conditions in developing countries*”. Assim, Hauner (2009, p. 171) considera “*banking sectors that lend mainly to the public sector may develop more slowly, because it could make banks profitable but inefficient*”. Da análise realizada, os resultados são mais favoráveis à visão de "bancos preguiçosos", mas a visão de "ativos seguros" parece desempenhar um papel a níveis moderados de dívida pública detidos pelos bancos. Enquanto a visão de "bancos preguiçosos" enfatiza as implicações potencialmente negativas do crédito ao setor público em sistemas bancários reprimidos, a visão de "ativos seguros" salienta o contributo positivo da dívida pública para o desenvolvimento financeiro. Para Gorton (2016), os “ativos seguros”, tal como defende Hauner (2009) desempenham um papel crítico na economia, pois esses ativos podem ser facilmente usados para trocar bens ou serviços, ou trocar por outro ativo.

A sustentabilidade e o impacto da dívida pública têm sido objeto de estudo por causa do elevado e crescente endividamento dos países e dos seus efeitos sobre a economia. Reinhart e Sbrancia (2011) afirmaram que os períodos de alto endividamento dos países têm sido associados a uma crescente incidência de crédito malparado ou de reestruturação de dívidas públicas e privadas. Esses autores consideram que os empréstimos concedidos ao governo são uma forma de repressão financeira (situação que ocorre quando o governo limita o livre fluxo financeiro dos mercados e com efeitos de *crowding-out*, usando, com esse fim, vários instrumentos como limites para as taxas de juros, incentivos tributários ou regulatórios para investimentos públicos, linhas de crédito direcionado por opção política, depósitos compulsórios elevados, benefícios tributários nas aplicações em títulos públicos, entre outros). Para Hermann (2011), a política de repressão financeira pode ser entendida pelo seu efeito de reprimir (*crowding-out*), e não de estimular, o desenvolvimento financeiro.

Relativamente aos efeitos dos títulos de dívida pública sobre a atividade dos bancos, diversos estudos podem ser identificados, tais como os de Hauner (2009), Gennaioli *et al.* (2014), Baskaya e Kalemli-Ozcan (2016) e Gennaioli *et al.* (2018). Baskaya e Kalemli-Ozcan (2016) analisou a relação entre o risco soberano e os empréstimos bancários na Turquia e chegaram a conclusão de que os bancos turcos com maiores exposições *ex-ante* aos títulos do tesouro entre 1997 e 2012

sofreram um choque maior no seu património e diminuíram mais os empréstimos *ex-post*. Esses efeitos negativos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública sobre os empréstimos são corroborados por Gennaioli *et al.* (2018).

Analisando um painel de bancos de vários países, Gennaioli *et al.* (2014) estudaram a relação entre o *default* soberano, os bancos domésticos e as instituições financeiras. Aplicaram um grande conjunto de dados em painel sobre países emergentes e desenvolvidos para os anos de 1980 a 2005, através da combinação de dados da IMF's *International Financial Statistics* (IFS) e *World Bank's World Development Indicators* (WDI). Gennaioli *et al.* (2018) analisaram os efeitos dos títulos do tesouro em 20.060 bancos de 191 países e considerando 20 episódios de *defaults* soberanos entre 1998 e 2012. Analisaram as seguintes variáveis: dimensão do banco, empréstimos, crescimento económico, expectativa de rentabilidade dos títulos soberanos, créditos privados, crises bancárias e *default* soberano. Todas as variáveis explicativas foram utilizadas com um desfasamento, sendo que para a análise foi utilizada o modelo *pooled* estimado pelo método da regressão de mínimos quadrados ordinários. Os resultados da regressão de efeitos *pooled* de Gennaioli *et al.* (2014) demonstraram que *defaults* do governo levaram aos declínios no crédito privado, e essas quedas foram maiores em países onde as instituições financeiras eram mais desenvolvidas e os bancos possuíam mais títulos do governo. Os resultados de Gennaioli *et al.* (2018) evidenciaram que, durante períodos de crédito malparado, os bancos com exposição média a títulos públicos exibem uma taxa de crescimento de empréstimos menor do que os bancos sem títulos (7 pontos percentuais abaixo). Esses resultados condizem com a visão de "bancos preguiçosos" defendida por Hauner (2009, p. 171), que considerou que "*banking sectors that lend mainly to the public sector may develop more slowly, because it could make banks profitable but inefficient*". No entanto, Angeloni e Wolff (2012) evidenciou que a manutenção da dívida do governo pelos bancos não é o principal determinante do desempenho dos bancos.

5.2.2 Determinantes do risco da liquidez e da rentabilidade bancária

A liquidez e a rentabilidade são os indicadores mais utilizados para avaliar o desempenho financeiro na gestão dos bancos (Chinoda, 2014; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015; Islam e Nishiyama, 2016). A liquidez pode ser definida como a capacidade dos bancos de financiar o

aumento dos seus ativos e de cumprir as obrigações devidas, sem incorrer em perdas inesperadas (Vadová, 2011; Delechat *et al.*, 2014). Um banco com um nível de liquidez adequado terá menos dificuldades em honrar as suas responsabilidades de curto prazo, como compromissos financeiros e obrigações perante os depositantes e, mesmo em situações difíceis ou extremas, como corridas bancárias ou *bank runs* (Petria *et al.*, 2015). Com isso, os bancos conseguem garantir uma maior confiança do público (Singh e Sharma, 2016). Muitos investigadores enfatizaram que o papel fundamental dos bancos como criadores de liquidez os torna suscetíveis ao risco de liquidez (Ratnovski, 2013). Determinar o nível ótimo de liquidez é fundamental para a gestão do banco: o excesso de ativos líquidos (liquidez) pode causar um declínio na rentabilidade de um banco, enquanto a escassez de ativos líquidos (liquidez) fará com que haja dificuldade do banco em cumprir as suas obrigações (Vadova, 2011; Singh e Sharma, 2016). A rentabilidade é a capacidade de o banco obter lucro com os seus negócios, a partir da aplicação dos seus ativos. Trata-se de um indicador que também mede a eficiência da gestão e a posição competitiva do banco no mercado, tanto do ponto de vista dos ativos como dos capitais próprios (Petria *et al.*, 2015).

Existem na literatura económica numerosos estudos empíricos que investigam as variáveis que afetam a liquidez e a rentabilidade dos bancos, sendo que a maioria enfatiza a importância dos fatores macroeconómicos nos modelos estimados. Alguns estudos são específicos de um determinado país, enquanto outros têm como foco um painel de países.

Relativamente à liquidez, considerando um painel formado por bancos de um determinado país, evidenciar-se os estudos de Berger e Bouwman (2009) e Moussa (2015). Uma das funções dos bancos é a criação de liquidez. Neste sentido, Berger e Bouwman (2009) analisaram dados de praticamente todos os bancos dos EUA de 1993 a 2003. As variáveis de controlo incluem risco bancário, tamanho do banco, histórico de fusões e aquisições, concorrência no mercado local e ambiente económico. Todas as regressões foram estimadas com *robust standard errors*. Moussa (2015) identificou os determinantes da liquidez bancária em África, concretamente na Tunísia. Para isso, utilizou uma amostra de 18 bancos para o período 2000-2010. O autor estimou duas medidas de liquidez (ativos líquidos/total de ativos; total de empréstimos/total de depósitos) utilizando metodologias com painel estático e painel dinâmico. Berger e Bouwman (2009) constataram que a criação de liquidez bancária está positivamente correlacionada com o valor do

banco. Também descobriram que a relação entre capital e criação de liquidez é positiva para grandes bancos e negativa para pequenos bancos. Os resultados de Moussa (2015) evidenciaram que desempenho financeiro, capital/total de ativos, custos operacionais/total de ativos, taxa de crescimento do PIB, taxa de inflação e liquidez desfasada têm impacto significativo sobre a liquidez bancária. Por outro lado, total de empréstimos/total de ativos, custos financeiros/total de créditos, total de depósitos/total de ativos não têm impacto significativo na liquidez bancária.

Considerando um painel de bancos de vários países, realçam-se os estudos realizados por Vodová (2011), Cucinelli (2013), Delechat *et al.* (2014) e Shen *et al.* (2018). No contexto da área do euro Vodová (2011) e Cucinelli (2013) estudaram os determinantes da liquidez dos bancos europeus. Vodová (2011) aplicou um estudo a painel de dados não balanceados sobre 22 bancos durante o período 2006-2009, com o objetivo de identificar os determinantes da liquidez dos bancos comerciais checos. O objetivo principal do estudo de Cucinelli (2013) era analisar o tipo de relacionamento existente entre o risco de liquidez, medido pelo índice de liquidez e pelo rácio de financiamento líquido estável (NSFR), e algumas variáveis específicas da estrutura do banco (dimensão, capitalização, qualidade dos ativos e especialização).⁶⁰ A amostra era composta por 1080 bancos da zona euro, e a metodologia aplicada na análise foi a regressão de mínimos quadrados ordinários baseados em dados de painel. No continente americano, mais concretamente na América Central, Panamá e República Dominicana, Delechat *et al.* (2014) analisaram a liquidez e os seus determinantes a partir de um painel de 96 bancos comerciais entre 2006 e 2010. Shen *et al.* (2018) estudaram medidas alternativas de risco de liquidez, usando um conjunto de dados de painel não balanceado de 12 bancos comerciais de economias avançadas no período 1994-2006. Para tal, aplicaram a regressão de variáveis instrumentais de dados de painel, usando estimadores de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) para estimar o risco de liquidez dos bancos e o modelo de desempenho.

Os resultados empíricos mostraram que o risco de liquidez é o determinante endógeno do desempenho do banco e, entre as causas do risco de liquidez incluem componentes de ativos

⁶⁰ De acordo com Bonfim e Kim (2012), a regulação do risco de liquidez, regulamentada em Basileia III, é baseada em dois indicadores principais: o Rácio de Cobertura de Liquidez (*Liquidity Coverage Ratio* - LCR) e o Rácio de Financiamento Líquido Estável (*Net Stable Funding Ratio* - NSFR).

líquidos e dependência de financiamento externo, fatores de supervisão e regulatórios e fatores macroeconómicos (Vodovà, 2011; Cucinelli, 2013; Delechat *et al.*, 2014; Shen *et al.*, 2018). A liquidez dos bancos é maior quando a adequação do capital é maior e quando as taxas de juros dos empréstimos são mais altas (Vodovà, 2011). Além disso, as medidas de liquidez têm uma relação positiva com a capitalização e com dimensão do banco (Vodovà, 2011; Cucinelli, 2013; Delechat *et al.*, 2014). Deste modo, de acordo com Cucinelli (2013) os bancos maiores têm maior exposição ao risco de liquidez, assim como os bancos com maior capitalização apresentam melhor liquidez no longo prazo. Os resultados ainda sugeriram que bancos maiores são menos motivados a manter liquidez, pois se assumem por serem *too big to fail* e contam com a intervenção do governo em caso de escassez (Vodovà, 2011; Delechat *et al.*, 2014). A qualidade dos ativos afeta apenas a medida do risco de liquidez de curto prazo, pelo que os bancos que mais emprestam apresentaram-se mais vulneráveis ao risco de liquidez (Cucinelli, 2013). Delechat *et al.* (2014) mostraram que a procura por liquidez está associada a medidas de dimensão, rentabilidade, capitalização, desenvolvimento financeiro dos bancos e à dolarização de depósitos, pelo que melhorias na supervisão e medidas para promover a “desdolarização”, ajudariam a melhorar a eficiência dos sistemas financeiros.⁶¹ Shen *et al.* (2018) descobriram que o risco de liquidez pode reduzir a rentabilidade dos bancos por causa do alto custo na obtenção de recursos (depósitos).

Num painel de bancos específicos de um país, foram identificados vários os estudos sobre determinantes da rentabilidade dos bancos (Alper e Anbar, 2011; Hoffmann, 2011; Kanwal e Nadeem, 2013; Al-Jafari e Alchami, 2014; Chinoda, 2014; Chronopoulos *et al.*, 2015; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015; Mehta e Bhavani, 2017; e, Gharaibeh, 2018). Na Europa, Alper e Anbar (2011) estimou um conjunto de dados de painel balanceado para analisar os determinantes macroeconómicos e específicos bancários da rentabilidade dos bancos na Turquia entre 2002 e 2010.

No Médio Oriente identificam-se os estudos de Al-Jafari e Alchami (2014), Mehta e Bhavani (2017) e Gharaibeh (2018). Al-Jafari e Alchami (2014) investigaram os determinantes da rentabilidade no setor bancário sírio, procurando identificar os determinantes macroeconómicos,

⁶¹ Expressão original “dedollarization” (Delechat *et al.*, 2014, p. 114).

setoriais e fatores específicos da rentabilidade. Mehta e Bhavani (2017) estudaram os fatores que afetam a rentabilidade dos bancos nos Emirados Árabes Unidos no período de 2006 a 2013 para uma amostra de 19 bancos. Gharaibeh (2018) estudou a rentabilidade dos bancos comerciais no Bahrein no período de 2006 a 2013. Mehta e Bhavani (2017) e Gharaibeh (2018) aplicaram aos seus estudos o modelo de dados em painel balanceado, enquanto Al-Jafari e Alchami (2014) aplicaram a um painel de dados não balanceados a técnica do Método Generalizado de Momentos (GMM) para o período de 2004 a 2011.

Relativamente aos Estados Unidos de América, identificam-se os estudos sobre determinantes da rentabilidade dos bancos norte-americanos realizados por Hoffmann (2011) e por Chronopoulos *et al.* (2015). Hoffmann (2011) analisou uma amostra de 11.777 bancos para o período 1995-2007 aplicando o estimador GMM. Chronopoulos *et al.* (2015) analisaram uma grande amostra de bancos (bancos com ativos maiores ou igual a USD 100,000) no período de 1984 a 2010.

Na Ásia identificam-se os estudos realizados por Kanwal e Nadeem (2013), Noman *et al.* (2015) e Rahman *et al.* (2015) e que visa identificar os efeitos de fatores específicos dos bancos, fatores específicos do setor bancário e fatores macroeconómicos na rentabilidade dos bancos, utilizando a técnica dos mínimos quadrados ordinários. Kanwal e Nadeem (2013) analisaram os bancos comerciais no Paquistão para o período de 2001 a 2011. Em Bangladesh, Noman *et al.* (2015) investigaram 35 bancos no período 2003-2013, enquanto Rahman *et al.* (2015) analisaram uma amostra de 25 bancos no período de 2006 a 2013.

Em África, Chinoda (2014) identificou os determinantes da rentabilidade dos bancos na Zimbabwe, a partir de uma amostra constituída por 5 bancos comerciais, de uma população de 18. Foram analisados dados de painel balanceado de 2009 a 2014, utilizando o método de regressão linear múltipla.

Todos os estudos usaram como variáveis dependentes a rentabilidade dos ativos (ROA) e a rentabilidade dos capitais próprios (ROE), sendo que Kanwal e Nadeem (2013) utilizaram ainda

e o multiplicador de capital.⁶² Conforme Petria *et al.* (2015), grande parte dos artigos nesta área dividiram os fatores que influenciam a rentabilidade dos bancos em dois grandes grupos: fatores específicos do banco (internos) e fatores específicos do setor e macroeconómicos (externos) tais como: taxa de inflação, taxa de juros, taxa de câmbio, taxa de crescimento económico e características internas dos bancos.

Os resultados empíricos indicam que foram significativos para a rentabilidade dos bancos as seguintes variáveis: dimensão do banco (Alper e Anbar, 2011; Al-Jafari e Alchami, 2014; Chinoda, 2014; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015); capital (Hoffmann, 2011; Gharaibeh, 2018; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015); margem complementar (Alper e Anbar, 2011; Rahman *et al.*, 2015; Mehta e Bhavani, 2017); eficiência operacional (Al-Jafari e Alchami, 2014; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015); risco de liquidez (Al-Jafari e Alchami, 2014; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015); risco de crédito (Al-Jafari e Alchami, 2014; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015); qualidade de ativos (Mehta e Bhavani, 2017); competitividade (Chronopoulos *et al.*, 2015); taxa de juro real (Alper e Anbar, 2011; Kanwal e Nadeem, 2013; Noman *et al.*, 2015; Gharaibeh, 2018); crescimento económico (Al-Jafari e Alchami, 2014; Chinoda, 2014; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015; Mehta e Bhavani, 2017); e, inflação (Kanwal e Nadeem, 2013; Al-Jafari e Alchami, 2014; Chinoda, 2014; Noman *et al.*, 2015). Os efeitos positivos e negativos variam de país para país, atendendo as especificidades de cada setor e às condições económicas de cada país.

Numa abordagem de estudos multinacional, vários são os estudos sobre a rentabilidade dos bancos ao nível transfronteiriço (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992; Athanasoglou *et al.*, 2006; Petria *et al.*, 2015; Islam e Nishiyama, 2016). Bourke (1989) analisou a rentabilidade dos bancos em 12 países na Europa, América do Norte e Austrália a partir da regressão múltipla. Molyneux e Thornton (1992) estudaram os determinantes da rentabilidade dos bancos em dezoito países europeus entre 1986 e 1989. Na zona do euro destacam-se os estudos sobre os determinantes da rentabilidade dos bancos realizados por Athanasoglou *et al.* (2006) e Petria *et al.* (2015). Athanasoglou *et al.* (2006) estudaram um conjunto de dados de painel não balanceado de

⁶² Medido pela relação entre total de ativos e capitais próprios, este indicador mede a quantidade de ativos que o banco suporta com o seu património líquido (Kanwal e Nadeem, 2013).

instituições de crédito no período 1998-2002. Petria *et al.* (2015) avaliaram a rentabilidade dos bancos na União Europeia a 27 membros (UE27) no período 2004-2011. Utilizando o estimador GMM, Islam e Nishiyama (2016) estudaram os determinantes da rentabilidade bancária de 259 bancos comerciais nos países do sul da Ásia (Bangladesh, Índia, Nepal e Paquistão) para o período de 1997-2012.

As evidências empíricas mostraram que foram significativos para a rentabilidade dos bancos: dimensão do banco (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992; Athanasoglou *et al.*, 2006); capital (Athanasoglou *et al.*, 2006); regulação (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992); risco de crédito (Petria *et al.*, 2015); liquidez (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992; Petria *et al.*, 2015; Islam e Nishiyama, 2016); empréstimos; eficiência operacional (Athanasoglou *et al.*, 2006; Islam e Nishiyama, 2016); economias de escala; competição (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992; Petria *et al.*, 2015); concentração (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992; Athanasoglou *et al.*, 2006; Petria *et al.*, 2015); crescimento económico (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992; Petria *et al.*, 2015; Islam e Nishiyama, 2016); inflação (Athanasoglou *et al.*, 2006); e taxas de juros (Bourke, 1989; Molyneux e Thornton, 1992; Athanasoglou *et al.*, 2006; Islam e Nishiyama, 2016).

Analisando a relação entre a liquidez e a rentabilidade identificam-se os estudos realizados por Orji *et al.* (2016) e por Sahyouni e Wang (2018). Orji *et al.* (2016) investigou a relação entre a gestão da liquidez e a rentabilidade dos bancos comerciais (medida pela rentabilidade do ativo e rentabilidade dos capitais próprios) na Nigéria no período 2010-2015. As hipóteses formuladas foram testadas usando o qui-quadrado derivado do coeficiente de concordância de Kendal. Sahyouni e Wang (2018) investigaram a rentabilidade dos bancos usando um painel de 4995 bancos em 11 países desenvolvidos e emergentes no período 2011-2015. O estudo analisou a quantidade de liquidez criada pelos bancos e como essa liquidez, os fatores específicos bancários e macroeconómicos afetam a rentabilidade dos bancos. Foram aplicados na análise dos dados a técnica de regressão de efeito fixo de dados em painel.

Tanto os resultados de empíricos de Orji *et al.* (2016) como de Sahyouni e Wang (2018) indicam que existe uma relação estatisticamente significativa entre a liquidez e a rentabilidade dos bancos.

Os resultados de Orji *et al.* (2016) ainda sugere que uma melhor gestão da liquidez aumenta a rentabilidade dos bancos e também equilibra o *trade-off* entre os dois indicadores, já que o excesso de liquidez reduz a rentabilidade, enquanto a falta de liquidez expõe os bancos à insolvência. Para Sahyouni e Wang (2018) os bancos que criam mais liquidez estão associados a menores rentabilidades. Além disso, a gestão de ativos, a dimensão do banco e o índice de capital estão positivamente correlacionados com a rentabilidade dos bancos. Por outro lado, a qualidade de crédito e a eficiência operacional afetam negativamente a rentabilidade dos bancos. Adicionalmente, fatores macroeconômicos têm impacto diferente nos indicadores de rentabilidade de cada mercado. Os efeitos da inflação e do crescimento do PIB na rentabilidade dos bancos é estatisticamente significativo nos países desenvolvidos. A inflação não afeta significativamente a rentabilidade dos ativos dos bancos nos países emergentes.

A literatura econométrica identifica dois tipos de organização de dados em painel: painel balanceado (ou equilibrado) e painel não balanceado (ou desequilibrado). Entre os painéis balanceados, encontram-se os estudos realizados por Delechat *et al.* (2014), Singh e Sharma (2016), Mehta e Bhavani (2017) e Gharaibeh (2018). Relativamente aos painéis não balanceados, destacam-se os estudos realizados por Athanasoglou *et al.* (2006), Vodová (2011), Islam e Nishiyama (2016) e Shen *et al.* (2018). De acordo com (Gujarati, 2006), em termos práticos, o painel não balanceado é muito utilizado, pois aumenta a quantidade de dados disponíveis.

Quanto a metodologia utilizada, a regressão pelo método dos mínimos quadrados ordinários, de efeitos fixos e efeitos aleatórios, é a mais utilizada (casos dos estudos realizados por Cucinelli, 2013; Kanwal e Nadeem, 2013; Singh e Sharma, 2016 e Shen *et al.*, 2018). Também se aplicam o método dos momentos generalizados (GMM), análise de causalidade de Granger e Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VECM - *Vector Error Correction Model*). Entre as investigações realizadas com base no método dos momentos generalizados (GMM), podem-se encontrar alguns estudos como os de Al-Jafari e Alchami (2014), Noman *et al.* (2015) e de Islam e Nishiyama (2016).

Os resultados empíricos dos estudos dos determinantes, tanto do risco de liquidez como da rentabilidade bancária, diferem significativamente de país para país. Contudo, a maioria dos

estudos foca os fatores comuns que influenciam significativamente tanto o risco de liquidez como a rentabilidade dos bancos: dimensão do banco, risco de crédito, liquidez, eficiência de gestão, adequação de capital, concentração do sistema bancário, taxa de inflação e taxa de crescimento económico. Ainda há que realçar a diferença entre a filosofia de funcionamento dos bancos islâmicos relativamente aos bancos ocidentais (Moussa, 2015; Alzoubi, 2017; Mehta e Bhavani, 2017; e Gharaibeh, 2018). Por exemplo, identificam-se os estudos sobre determinantes da rentabilidade dos bancos em Bangladesh realizados por Noman *et al.* (2015) e por Rahman *et al.*, (2015) em períodos semelhantes, mas aplicando metodologias diferentes. Os estudos chegaram as mesmas conclusões nos seguintes aspetos: a dimensão do banco e a adequação de capital afetam positivamente a rentabilidade dos bancos, enquanto o rácio *cost-to-income* tem efeitos negativos sobre a rentabilidade dos bancos. Mas destacam-se também diferenças: o risco de crédito, o crescimento do PIB e a taxa de juro real afetam negativamente a rentabilidade dos bancos no estudo de Noman *et al.* (2015) e positivamente no estudo de Rahman *et al.* (2015).

A relação entre a liquidez e a rentabilidade depende do modelo de negócios dos bancos e dos possíveis riscos aquando da concessão de crédito. Manter ativos líquidos tornará os bancos mais resistentes a choques de liquidez, reduzindo assim a influência negativa de fora do banco, mas manter muitos ativos líquidos podem influenciar negativamente o nível de rentabilidade que será gerado pelo banco (Bordeleau e Graham, 2010), porque os bancos perdem a oportunidade de beneficiar de uma maior rentabilidade nesses ativos. Bordeleau e Graham (2010) demonstraram que há evidência empírica sobre a relação entre os ativos líquidos e a rentabilidade dos bancos, aplicando dados de painel de 1997 a 2009 para uma amostra de grandes bancos norte-americanos e canadianos. Os resultados do estudo mostraram que há uma não linearidade na relação, a rentabilidade aumentou nos bancos que mantêm ativos líquidos, mas há um ponto em que manter um ativo líquido mais alto diminui a rentabilidade dos bancos. Além disso, a evidência empírica também sugere que o relacionamento varia, a depender do modelo de negócios de um banco e do estado da economia.

A rentabilidade e a liquidez têm igualmente um papel importante no desenvolvimento de um banco, dependendo do horizonte temporal considerado. A sobrevivência do banco no curto prazo

depende dos ativos líquidos (da liquidez), enquanto a sobrevivência do banco para crescimento e expansão de longo prazo depende da rentabilidade (Diamond e Rajan, 1999).

5.3 Apresentação dos modelos e das variáveis

Nesta secção são descritas as variáveis a utilizar no estudo e a especificação do modelo econométrico.

5.3.1 Variáveis utilizadas

De modo a analisar os efeitos dos títulos de dívida pública no risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos, a investigação utilizou o rácio medido pelos créditos de clientes sobre depósitos de clientes como *proxy* para o risco de liquidez (RLIQ), e a relação entre os resultados líquidos e o total de ativos líquidos como *proxy* para a rentabilidade dos bancos (ROA). Estas são as variáveis dependentes cujos indicadores estão associados às dimensões da estabilidade e da eficiência dos bancos, respetivamente.

O *risco de liquidez* (RLIQ) é calculado a partir da relação entre créditos de clientes e depósitos de clientes (rácio de transformação) e representa a percentagem de depósitos transformados em créditos (Orji *et al.*, 2016; Yüksel *et al.*, 2018).

A *rentabilidade do ativo* (ROA) é um dos indicadores de desempenho financeiro e de eficiência na gestão dos bancos mais utilizados, demonstrando a eficiência do banco em utilizar os seus ativos para gerar lucros (Chinoda, 2014; Rahman *et al.*, 2015; Islam e Nishiyama, 2016). É calculado, dividindo os resultados líquidos pelo valor total dos ativos líquidos bancários (Athanasoglou *et al.*, 2006; Petria *et al.*, 2015; Singh e Sharma, 2016; e, Sahyouni e Wang, 2018). Apesar de apresentar desvantagens pela existência de ativos fora do balanço, este continua a ser o principal índice de rentabilidade do banco (Petria *et al.*, 2015).

A investigação considera dois grupos de variáveis independentes: variáveis específicas do banco e variáveis macroeconómicas. As variáveis específicas dos bancos são os fatores internos e

controláveis pelos bancos, designadamente a dimensão do banco, capital, depósitos e títulos de dívida pública. O risco de liquidez e a rentabilidade dos bancos também podem ser influenciados por fatores externos, macroeconómicos, que não estão sob o controlo da administração dos bancos. Contudo, para garantir a estabilidade dos bancos, a administração deve tê-los sempre em consideração nas suas definições estratégicas e ter a capacidade de se adaptar ao ambiente externo. O estudo utiliza como variáveis macroeconómicas a taxa de juro real, a inflação e o crescimento económico. Nesta secção são definidas todas as variáveis explicativas utilizadas no modelo.

Dimensão do banco (SIZE): refere-se ao tamanho do banco, normalmente medido pelo logaritmo natural do total dos ativos líquidos do banco (Rahman *et al.*, 2015; Singh e Sharma, 2016). Vários estudos identificam a dimensão do banco como um fator interno que influencia o desempenho dos bancos (Petria *et al.*, 2015). Delechat *et al.* (2014) observaram os fatores que influenciaram os ativos líquidos dos bancos e descobriram que os níveis de liquidez foram afetados de forma positiva pela dimensão dos bancos.

Rácio de solvabilidade (CAPITAL): o Aviso n.º 4/2007, do Banco de Cabo Verde, define o rácio de solvabilidade como a adequação entre o valor dos fundos próprios e valor dos ativos do banco, ponderados pelo risco de crédito, risco da taxa de câmbio e risco operacional.⁶³ Esse rácio mostra a estrutura financeira do banco e revela como os ativos estão a ser financiados e a capacidade do banco em amortecer as perdas (Petria *et al.*, 2015; Singh e Sharma, 2016). Uma maior solvência pode ter um efeito positivo no desempenho, pois reduz os riscos assumidos pelo banco (Athanasoglou *et al.*, 2006). Berger e Bouwman (2009) afirmam que altos níveis de capital facilitam a criação de liquidez pelos bancos, reduzindo o risco de liquidez, mas também a rentabilidade dos ativos.

Depósitos (DEPOSITO): os depósitos são habitualmente a principal fonte de recursos para os bancos. No entanto, os bancos são obrigados a manter liquidez adequada para atender à procura dos clientes. Os Depósitos são calculados em percentagem dos ativos líquidos e, geralmente os

⁶³ Através desse aviso, o Banco de Cabo Verde estabelece limites mínimos de solvabilidade às instituições sujeitas à sua supervisão. Assim, os bancos comerciais deverão atingir um Rácio de Solvabilidade não inferior a 10% (12% a partir de 2017, conforme Aviso n.º 1/2017, de 9 de fevereiro). Os fundos próprios são calculados de acordo com o Aviso n.º 3/2007, do Banco de Cabo Verde.

investigadores apontam que altos níveis de depósitos estão associados a maiores níveis de liquidez (Singh e Sharma, 2016). Assim, espera-se efeitos negativos dos depósitos no risco de liquidez e positivos sobre a rentabilidade dos ativos (por maior disponibilidade de recursos para aplicar nos ativos). Contudo, Moussa (2015) não encontrou um efeito significativo dos depósitos na liquidez dos bancos.

Títulos de dívida pública (TITULO): esse indicador é medido pelo *stock* dos títulos de dívida pública em relação ao total de ativos líquidos (valores nominais em finais de cada ano económico). Quando os bancos detêm mais títulos de dívida pública, eles podem usar esses títulos como um substituto para as suas reservas em tempos de escassez de liquidez, a fim de reduzir o risco de liquidez (Rodrigues, 1993; Alzoubi, 2017). Essa variável é utilizada no estudo com ou sem a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF) de modo a comparar as diferenças de estimações entre os dois cenários. A ideia não é desconsiderá-los de todo, mas sim estimar os efeitos dos títulos de dívida pública sobre o risco de liquidez e rentabilidade dos bancos com e sem a inclusão dos TCMF e verificar se há alguma diferença significativa. Tal decisão justifica-se pelas seguintes razões: primeiro, pela responsabilidade e risco e, segundo, pela possibilidade de venda por parte dos detentores dos TCMF. A questão aqui é onde está a responsabilidade e o risco. Se os TCMF fossem uma obrigação, uma dívida, do Fundo era diferente - o risco estava na gestão desse Fundo. Mas neste caso a responsabilidade, a dívida, é do Estado (comprometeu-se a comprá-los), ou seja, o risco de crédito é do Estado, mas o risco de rentabilidade é do Fundo. No que se refere a possibilidade de venda dos títulos, a lei previa a possibilidade de venda gradual desses títulos. O BCA podia ter vendido estes títulos e, não o fizera porque simplesmente não quis vender (provavelmente porque a rentabilidade desses títulos era boa e/ou de baixo risco face às alternativas de aplicações no mercado) ou, porque não conseguiu vender (por terem rentabilidade baixa e/ou risco relativamente elevados).⁶⁴

Taxa de juro real (JURO): a taxa de juro real é a taxa de juros de crédito que foi ajustada pela inflação, refletindo o custo real dos recursos para o mutuário e o rendimento real para o credor. A fonte de dados é Indicadores de Desenvolvimento Global do Banco Mundial. Não há unanimidade quanto aos efeitos da taxa de juros na rentabilidade, embora a grande maioria dos

⁶⁴ A taxa de rentabilidade das aplicações em Títulos Consolidados de Mobilização Financeira em 2017 era 0.17% (BCA, 2018).

estudos apontem para uma relação positiva entre essas duas variáveis, pois uma taxa de juros mais alta aumenta a receita de juros dos bancos, aumentando assim a sua rentabilidade (Molyneux e Thornton, 1992; Kanwal e Nadeem, 2013; Chinoda, 2014; Islam e Nishiyama, 2016; Gharaibeh, 2018). Kanwal e Nadeem (2013) acrescentaram ainda que a taxa de juro real é positivamente significativa com todas as medidas de rentabilidade. Por outro lado, alguns estudos enfatizam que a taxa de juros influencia negativamente a rentabilidade dos bancos (Noman *et al.* 2015 e Yüksel *et al.*, 2018). No que se refere à liquidez, Vodová (2011) identificou uma relação positiva entre as taxas de juros e liquidez, pois o aumento da taxa de juro real aumenta a remuneração real dos ativos aplicados possibilitando uma maior disponibilidade aos bancos.

Inflação (INF): a inflação é a taxa de variação do nível geral de preços de bens e serviços indicando a variação no poder de compra da moeda. Vodova (2011) e Moussa (2015) defendem que os bancos reduzem a liquidez em períodos de inflação elevada, porque isso ajuda a manter a estabilidade da economia e o fluxo de liquidez no sistema. Para Petria *et al.* (2015), a taxa de inflação está relacionada positivamente com o desempenho do banco, uma vez que taxas de inflação mais altas (antecipadas) determinam o aumento das taxas de juros de empréstimos, aumentando assim a rentabilidade dos bancos. Bourke (1989) e Molyneux e Thornton (1992) encontraram uma relação positiva entre inflação e rentabilidade. Mesmo assim, se a inflação não for antecipada e os bancos não ajustarem as suas taxas de juros corretamente, os custos podem aumentar mais rapidamente do que as receitas e, a partir daí, afetar negativamente a rentabilidade do banco (Athanasoglou *et al.*, 2006; Petria *et al.*, 2015; Singh e Sharma, 2016; e, Sahyouni e Wang, 2018). Sahyouni e Wang (2018) acrescentam que o efeito da inflação sobre a rentabilidade dos bancos depende de salários e outras despesas operacionais crescerem ou não a uma taxa mais rápida do que a inflação. A taxa de inflação diminui o valor real da moeda (aumentando o preço), o que obriga a maiores levantamentos por parte de clientes e aumenta a vulnerabilidade dos bancos, pois afeta o valor dos empréstimos concedidos aos clientes (Singh e Sharma, 2016).

Crescimento económico (PIB): o produto interno bruto é o valor de todos os bens e serviços finais produzidos num país num determinado período. O crescimento económico (PIB), expresso pela taxa de crescimento real do PIB, tem múltiplas consequências para a liquidez e rentabilidade dos bancos. Um aumento do crescimento económico habitualmente reflete-se num aumento dos

depósitos e de crédito à economia, com impacto negativo no risco da liquidez e positivo na rentabilidade dos bancos. Por outro lado, quando a atividade económica diminui, a procura por empréstimos e depósitos diminui e isso afeta a liquidez e as margens de lucro (Petria *et al.*, 2015); Singh e Sharma, 2016; e, Sahyouni e Wang, 2018).

Os dados das variáveis acima descritas correspondem aos valores no final de cada exercício económico. As suas respetivas fórmulas de cálculo, bem como os sinais esperados para as hipóteses levantadas são apresentadas abaixo, na Tabela 5.1.

Tabela 5.1: Variáveis em estudo

Notação	Variável	Explicação	Medida	Sinais esperados	
				RLIQ	ROA
Variáveis dependentes					
RLIQ	Risco de liquidez	Créditos/Depósitos	%		
ROA	Rentabilidade do ativo	Resultado líquido/Ativos líquidos	%		
Variáveis independentes					
<u>Fatores específicos do banco (internos)</u>					
SIZE	Dimensão do banco	Ativos líquidos	log	-	+
CAPITAL	Rácio de solvabilidade	Fundos próprios/Ativos Ponderados	%	-	-
DEPOSITO	Depósitos de clientes	Depósitos / Ativos líquidos	%	-	+
TITULO	Rácio de títulos de dívida pública	Stock de títulos de dívida pública/Ativos líquidos	%	-	-
TITULO_TC MF	Rácio de títulos de dívida pública (incluindo os TCMF)	Stock de títulos de dívida pública (incluindo os TCMF)/Ativos líquidos	%	-	-
<u>Fatores macroeconómicos (externos)</u>					
JURO	Taxa de juro real	Taxa de juro real (anual)	%	+/-	+
INF	Inflação	Inflação média anual	%	+/-	+/-
PIB	Crescimento económico	Taxa de crescimento real do PIB	%	+/-	+

5.3.2 Especificação dos modelos econométricos

Para analisar os efeitos dos títulos de dívida pública no risco de liquidez e rentabilidade dos bancos em Cabo Verde, foram estimados quatro modelos de regressão linear múltipla numa aproximação aos modelos propostos por Singh e Sharma (2016) e Sahyouni e Wang (2018), que consiste na seguinte equação:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

Onde

i é o índice que se refere a um banco individual, sendo $i = 1, \dots, N$;

t é o índice que se refere ao tempo (ano), sendo $t = 1, \dots, T$;

Y_{it} se refere as variáveis dependentes RLIQ e ROA que são observações do banco i no ano t ;

X_{1it} é um vetor que representa os fatores específicos (internos do banco);

X_{2t} é um vetor que representa os fatores macroeconómicos (externos ao banco);

α é a constante (interceto)

β_1 e β_2 são os vetores para os coeficientes das variáveis determinantes;

ε_{it} é o termo de erro. A decomposição do termo do erro é a seguinte: $\varepsilon_{it} = a_i + \mu_{it}$, onde a_i é a componente fixa do erro e representa o efeito específico individual (de cada banco) não observado e invariante no tempo (a_i captura todas as variáveis que afetam a variável dependente e que são constantes ao longo do tempo), e μ_{it} diz respeito ao restante da componente erro do modelo, ou seja, é o termo de erro de observação individual e representa o efeito aleatório individual não observável (uma perturbação residual que varia ao longo do tempo e unidades).

Assim, foram especificados 4 modelos econométricos para estimar os efeitos dos títulos de dívida pública (com e sem a inclusão de TCMF) sobre o risco de liquidez (RLIQ_{it}) e a rentabilidade de ativos dos bancos (ROA_{it}). As equações, independentes entre si, são as seguintes:

Modelo (1):

$$\begin{aligned} \text{RLIQ}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \text{CAPITAL}_{it} + \beta_3 \text{DEPOSITO}_{it} + \beta_4 \text{TITULO}_{it} + \\ \beta_5 \text{JUROS}_i + \beta_6 \text{INF}_t + \beta_7 \text{PIB}_t + a_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (5.2)$$

Modelo (2):

$$\begin{aligned} RLIQ_{it} = \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 CAPITAL_{it} + \beta_3 DEPOSITO_{it} + \\ + \beta_4 TITULO_TCMF_{it} + \beta_5 JURO_i + \beta_6 INF_t + \beta_7 PIB_t + a_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (5.3)$$

Modelo (3):

$$\begin{aligned} ROA_{it} = \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 CAPITAL_{it} + \beta_3 DEPOSITO_{it} + \beta_4 TITULO_{it} + \\ \beta_5 JURO_i + \beta_6 INF_t + \beta_7 PIB_t + a_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Modelo (4):

$$\begin{aligned} ROA_{it} = \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 CAPITAL_{it} + \beta_3 DEPOSITO_{it} + \beta_4 TITULO_TCMF_{it} + \\ \beta_5 JURO_i + \beta_6 INF_t + \beta_7 PIB_t + a_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (5.5)$$

onde $RLIQ_{it}$ representa o risco de liquidez e ROA_{it} a rentabilidade dos ativos do banco i no momento t ; as variáveis explicativas são de cada banco i utilizado no momento t : dimensão do banco ($SIZE_{it}$), rácio de solvabilidade ($CAPITAL_{it}$), depósitos de clientes ($DEPOSITO_{it}$), títulos de dívida pública sem a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira ($TITULO_{it}$), títulos de dívida pública com a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira ($TITULO_TCMF_{it}$), taxa de inflação (INF_t) e, taxa de crescimento económico (PIB_t).

As variáveis estimadas foram identificadas pela literatura como sendo relevantes para explicar tanto o risco de liquidez como a rentabilidade dos bancos. No entanto, dada a dimensão da amostra, o critério utilizado para a seleção das variáveis foi o método Backward complementado com o poder explicativos dos modelos.

Apesar da forte correlação linear entre as variáveis, risco de liquidez e depósitos ($r > -0.603656$, $p = 0.0000$), decidiu-se não utilizá-las juntas na equação uma vez que os depósitos, sendo medidos em percentagem de ativos líquidos, também são considerados por muitos autores como uma medida de liquidez dos bancos (Affinito et al., 2016; Singh e Sharma, 2016; Alzoubi, 2017; Sahyouni e Wang, 2018). Além disso, a inclusão conjunta das variáveis poderia causar endogeneidade por simultaneidade. Assim, optou-se pelo uso de depósitos, sendo uma variável comum tanto ao modelo de risco de liquidez como ao modelo de rentabilidade.

Poderia ter-se optado pelo mesmo critério adotado para o capítulo 4, mas os modelos sofriam de problemas de heteroscedasticidade e de autocorrelação que levaram a integração de mais coeficientes. Assim, neste capítulo, tecnicamente não foi possível estimar modelos de efeitos aleatórios porque o número de coeficientes é maior que o número de unidades em análise.

5.4 Descrição e análise de dados

Apresentam-se a seguir as análises e os resultados empíricos da análise dos efeitos dos títulos de dívida pública sobre o risco de liquidez e rentabilidade dos bancos em Cabo Verde. A análise inicia-se com uma descrição das características quantitativas das variáveis em estudo, ao qual se segue os resultados do teste de raiz unitária individual que analisa a ordem de integração das variáveis para efeitos da análise de correlação e de regressão. Em seguida, apresentam-se os resultados dos restantes testes de diagnóstico de painel à robustez dos resultados. Por fim, após o teste da escolha do modelo adequado, apresentam-se os resultados da regressão analisando os efeitos dos títulos de dívida pública, com e sem a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira.

5.4.1 Descrição de dados

A estatística descreve os dados em análise, destacando a média, o desvio-padrão, o valor mínimo e o valor máximo de cada variável (conforme a Tabela 5.2).

Relativamente às variáveis dependentes, pode-se constatar que a média do risco de liquidez (RLIQ) no período 200-2017 é de 70.23%, com um desvio-padrão de 30.42%, variando entre 17.76% e 187.84%. Segundo Orji *et al.* (2016), um alto nível de rácio de transformação (acima de 70%) indica uma baixa posição de liquidez, aumentando o risco de liquidez dos bancos. Pela Fig. 5.3 pode-se verificar que após a crise de 2007, o setor bancário em Cabo Verde conheceu um período de maior risco de liquidez entre os bancos da amostra (média em cada ano) – concretamente, entre 2008 e 2013 esse rácio esteve acima dos 70%, (atingindo o seu ponto máximo em 2010 quando alcançou 107,76%).

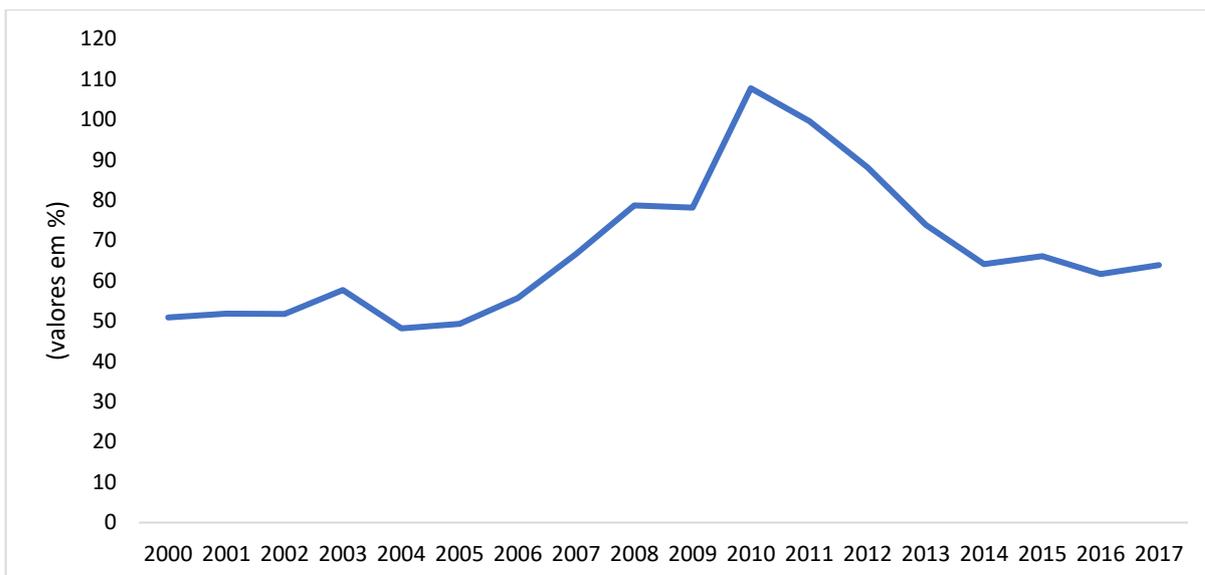


Fig. 5.3: Risco de liquidez do setor bancário em Cabo Verde (média entre os bancos em cada ano no período 2000-2017)

Fonte: Relatório e contas dos bancos comerciais

A média da amostra da rentabilidade dos ativos (ROA) é de 0.08%, sendo o mínimo de -9.88% e o máximo de 2.17% e, com um desvio-padrão de 2.05% (Tabela 5.2). A média anual verificada em ROA é baixa quando comparada com a média dos países da África Subsaariana.⁶⁵ Isto deve-se ao facto de os resultados líquidos não terem acompanhado o rápido crescimento dos ativos do sistema. Os ativos cresceram muito em virtude do crescimento das aplicações em créditos e títulos de dívida pública. Analisando a evolução da rentabilidade dos ativos em termos da média entre os bancos em cada ano, nota-se, pela Fig. 5.4 que a média ao ano tem oscilado entre -1.55% e 1.28, sendo que se verificou um longo período de valores negativos após a crise financeira de 2008 (entre 2009 e 2014). Nesse período, o ritmo do crescimento da economia real caiu de 6.7% (em 2008) para 0.6% (em 2014), decorrente, sobretudo da contração da procura interna, em resultado por um lado do forte abrandamento do consumo e diminuição do investimento, essencialmente nos setores do turismo, construção e transportes (Banco de Cabo Verde, 2010).

⁶⁵ Por exemplo, de 2010 a 2015, a média do ROA de Cabo Verde (que integra o Grupo 2 - Países de Rendimento médio baixo classificados pelo Banco Mundial) era de 0.58% quando a média da África Subsaariana era de 1.96% numa amostra de 47 países (mesmo para os países do Grupo 1 – Rendimento baixo, que apresentaram uma média de ROA superior à de Cabo Verde, igual a 1.97%). Incluem os países do Grupo 1: Benin, Burkina Faso, Burundi, Chade, Camarões, República Democrática do Congo, Eritreia, Etiópia, Gâmbia, Guiné, Guiné-Bissau, Libéria, Madagáscar, Malawi, Mali, Moçambique, Níger, Ruanda, República Centro Africana, Senegal, Serra Leoa, Sudão do Sul, Tanzânia, Togo, Uganda e Zimbábwe. Fonte: Base de dados do Desenvolvimento Financeiro Global, Banco Mundial 2017.

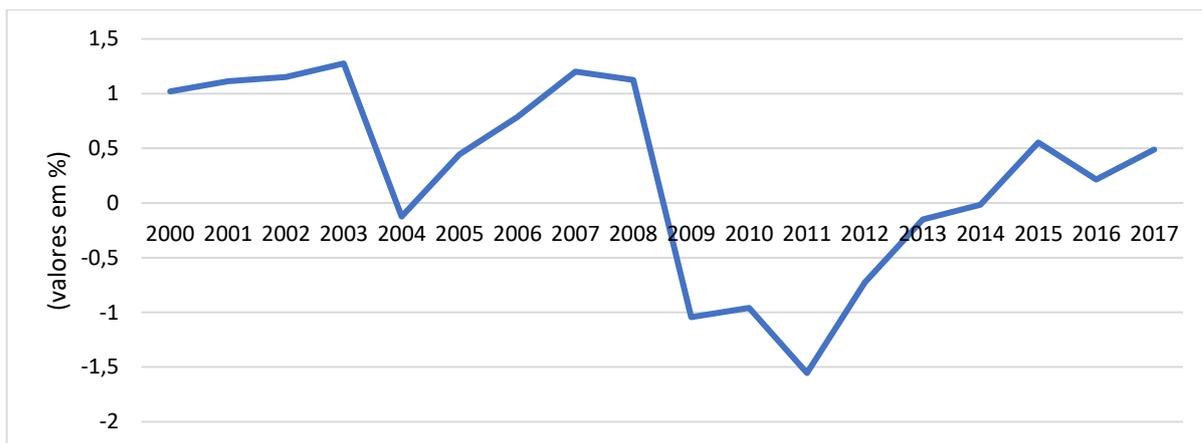


Fig. 5.4: Rentabilidade dos ativos do setor bancário em Cabo Verde (média entre os bancos em cada ano no período 2000-2017)

Fonte: Relatório e contas dos bancos comerciais

Em relação às variáveis independentes, a média de CAPITAL é de 17.67% e o mínimo verificado é de 10.25 - um pouco acima do limite mínimo fixado na lei de 10% para bancos *onshore*.⁶⁶ Em média, nos últimos 18 anos, a dimensão do banco (SIZE), medido pelo ativo líquido, é de 15,350.4 milhões de ECV, sendo que em 2017 os ativos líquidos representavam 141.34% do PIB. O valor dos depósitos bancários, medido em percentagem dos ativos líquidos, fixou-se em 75.63%.

Relativamente aos títulos de dívida pública (TITULO), medidos pelo *stock* de títulos de dívida pública em percentagem dos ativos líquidos, a sua média é de 11.22% sem a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF) um valor muito acima do mínimo previsto na lei, o que demonstra não só a obrigatoriedade, mas também a preferência dos bancos pelos títulos do tesouro. Quando se incluem os TCMF (detidos apenas pelo Banco Comercial do Atlântico), a média dos títulos de dívida pública detidos pelos bancos aumenta para 13.53%.⁶⁷

⁶⁶ Medido pelo Rácio de Solvabilidade (Aviso n.º 4/2007 de 25 de fevereiro e Aviso n.º 5/2005 de 10 de outubro do Banco de Cabo Verde).

⁶⁷ O Banco Comercial do Atlântico (BCA) foi o único banco comercial subscritor dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira, no valor nominal de 6,400 milhões de ECV. A subscrição dos TCMF pelo BCA foi uma imposição feita ao banco na reconversão da dívida, pois o banco era um dos credores do Estado altura. A substituição da dívida do Estado de Cabo Verde por esses títulos era à uma taxa de rentabilidade inferior a praticada no mercado. No início as taxas de juros eram de 4% (quando no mercado era de cerca de 10%), mas foi baixando ao longo dos anos. A lei previa a venda dos títulos. Contudo, se o BCA não os vendeu e os manteve até a maturidade é porque não teve interessados em comprar esses títulos, nem mesmo o Banco Central, por causa da baixa taxa de rentabilidade. Esses títulos estavam indexados à taxa de rentabilidade dos títulos europeus (títulos de dívida pública alemã, francesa e inglesa) à taxa de juros baixos. A razão da baixa rentabilidade desses títulos prende-se com

No que diz respeito às variáveis macroeconómicas, taxa de juro real (JURO), inflação (INF) e crescimento económico (PIB), a média é de 10.09%, 1.65% e 4.05% respetivamente, variando entre 1.65% e 21.54% no caso da taxa de juro real, entre -2.4% e 6.8% no caso da inflação e entre -1.27% e 9.37%, no caso do crescimento económico.

Tabela 5.2: Estatística descritiva das variáveis em estudo

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Jarque-Bera	Nº Obs.
RLIQ	70.23	17.76	187.84	30.42	49.9732***	91
ROA	0.08	-9.88	2.17	2.05	515.8161***	93
SIZE	9.64	6.29	11.40	1.12	7.0363**	93
CAPITAL	17.67	10.00	70.00	10.25	464.9147***	87
DEPOSITO	75.63	10.29	92.74	19.25	98.4503***	93
TITULO	11.22	0.78	48.88	7.98	90.7106***	93
TITULO_TCMF	13.53	0.78	48.88	9.56	18.9127***	93
JURO	10.09	1.65	21.54	4.80	20.3702***	126
INF	1.65	-2.40	6.80	2.42	3.1442	126
PIB	4.05	-1.27	9.37	2.89	4.3048	126

Notas: RLIQ é risco de liquidez; ROA é rentabilidade dos ativos; SIZE é dimensão do banco; CAPITAL é rácio de solvabilidade; DEPOSITO é depósitos de clientes; TITULO é título de dívida pública; TITULO_TCMF é títulos de dívida pública (incluindo os TCMF); JURO é taxa de juro real; INF é taxa de inflação; e PIB é crescimento económico.

As probabilidades para as estatísticas dos testes de Jarque-Bera: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ e *** $p < 0.01$ conforme o nível de significância for 10%, 5% e 1%, respetivamente.

5.4.2 Teste de raiz unitária de dados em painel

Para verificar a estacionariedade das variáveis foi aplicado o teste de raiz unitária individual para painéis de primeira geração, nomeadamente o Fisher-ADF (Maddala e Wu, 1999). A hipótese nula da presença de raiz unitária é rejeitada em nível para a maioria das variáveis com um nível de significância de 1% (com exceção do ROA que é significativo ao nível de 10%). Conforme a Tabela 5.3, apenas as variáveis RLIQ e DEPOSITO não puderam rejeitar a hipótese nula de presença de

o facto do gestor do fundo (Banco de Portugal) teve sempre a preocupação de salvaguardar o capital (não expor em demasiado ao risco de investimento do fundo) e, daí o investimento em títulos de países seguros.

raiz unitária em nível. Estas variáveis mostraram-se integradas de ordem 1, I(1), estacionária em primeira diferença com um nível de 1% de significância.

Tabela 5.3: Teste de raiz unitária de painel (teste ADF para processo individual)

Variáveis	Passeio aleatório com deslocação				Conclusão
	Nível		Primeira diferença		
	Estatística chi2	Lags	Estatística chi2	Lags	
RLIQ	20.8733	1	55.4312***	0	I(1)
ROA	21.4712*	1			I(0)
SIZE	30.5544***	1			I(0)
CAPITAL	54.2505***	2			I(0)
DEPOSITO	15.1297	1	60.9219***	1	I(1)
TITULO	31.3358***	3			I(0)
TITULO_TCMF	31.6441***	3			I(0)
JURO	79.8735***	0			I(0)
INF	47.0170***	0			I(0)
PIB	22.8001***	0			I(0)

Notas: RLIQ é risco de liquidez; ROA é rentabilidade dos ativos; SIZE é dimensão do banco; CAPITAL é rácio de solvabilidade; DEPOSITO é depósitos de clientes; TITULO é título de dívida pública; TITULO_TCMF é títulos de dívida pública (incluindo os TCMF); JURO é taxa de juro real; INF é taxa de inflação; e PIB é crescimento económico.

As probabilidades para testes Fisher são calculadas usando uma distribuição assintótica de qui-quadrado: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ e *** $p < 0.01$ indicam que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

5.4.3 Análise de correlação entre as variáveis

Tal como a regressão, a correlação com variáveis não estacionárias pode ser correlação espúria.⁶⁸ Assim, com base na estacionariedade das variáveis, a Tabela 5.4 fornece informações sobre o grau de correlação e o nível de significância das relações entre as variáveis do estudo (sobretudo as explicativas). Entre as variáveis dependentes, D(RLIQ) e ROA, não existe relação significativa ($r = -0.1731$, $p > 0.1$). Relativamente às variáveis explicativas, quase metade das relações são significativas (12 em 28), sendo que a maioria apresenta significância estatística ao nível de 1%.

⁶⁸ Correlação espúria refere-se a uma situação em que a correlação entre duas variáveis é detetada de forma enganosa (Haig, 2003).

As variáveis, títulos de dívida pública em percentagem dos ativos, representadas por TITULO e TITULO_TCMF, possuem relações significativas com PIB, CAPITAL e SIZE. A relação com PIB é positiva ($r=0.242$ e $r=0.2637$ respetivamente, $p<0.05$), enquanto a relação com CAPITAL é negativa ($r=-0.3176$ e $r=-0.3933$ respetivamente, $p<0.01$). Isto significa que, a medida que o crescimento económico (PIB) aumenta também aumenta o peso dos títulos de dívida pública nos ativos dos bancos e, por outro lado, diminui a solvabilidade do banco (CAPITAL) face ao aumento dos ativos por aumento das aplicações em títulos (comparativamente aos fundos próprios do banco). A dimensão dos bancos (SIZE), medida em logaritmo natural, apenas é positivamente correlacionada com os títulos quando estes incluem os TCMF ($r=0.3541$, $p<0.01$). No entanto, essa relação é de difícil explicação, pois apenas um banco os possui na sua carteira de ativos (o BCA). Apesar da questão prudencial, em que os bancos em Cabo Verde são obrigados a aplicar pelo menos 5% dos depósitos em títulos de dívida pública e obrigações com garantias do Estado, não foi possível evidenciar qualquer relação entre as variações nos depósitos e o stock de títulos de dívida pública, medido em percentagem dos ativos. Ainda entre as variáveis específicas bancárias, destacam-se as relações significativas ao nível de 1% de CAPITAL com SIZE ($r=-0.4912$) e de CAPITAL com D(DEPOSITO) ($r=0.379$).

Relativamente às variáveis macroeconómicas (JURO, INF e PIB), analisando as suas relações com as variáveis específicas bancárias, o teste de correlação apresenta os seguintes resultados: não é significativo a correlação da taxa de juro real (JURO) com nenhuma das variáveis específicas bancárias; a inflação (INF) apenas é significativo com CAPITAL ($r=-0.2369$, $p<0.05$), evidenciando que quando a inflação aumenta, o rácio de solvabilidade diminui pela desvalorização da moeda (afetando os ativos do banco, sobretudo os créditos); e, o PIB é positivamente significativo ao nível de 5% com as variáveis dos títulos de dívida pública, medidos em percentagem dos ativos (TITULO E TITULO_TCMF). Por fim, a correlação entre as variáveis macroeconómicas evidencia os seguintes resultados: JURO é significativo com INF ($r=-0.6982$) e PIB ($r=-0.2968$), enquanto o PIB está correlacionado estatisticamente com INF ($r=0.4759$, $p<0.01$).

Tabela 5.4: Matriz de correlação entre as variáveis em estudo

Variáveis	D(RLIQ)	ROA	SIZE	CAPITAL	D(DEPOSITO)	TITULO	TITULO_TCMF	JURO	INF	PIB
D(RLIQ)	1									
ROA	-0.1731	1								
SIZE	-0.0815	0.2873***	1							
CAPITAL	-0.0989	-0.3625***	-0.4912***	1						
D(DEPOSITO)	-0.6037***	-0.0296	-0.1409	0.3790***	1					
TITULO	-0.1003	0.1248	0.0486	-0.3176***	-0.0342	1				
TITULO_TCMF	-0.0633	0.1662	0.3542***	-0.3933***	-0.0612	0.8264***	1			
JURO	-0.0736	-0.0513	-0.0686	0.1077	0.0200	0.1361	0.1334	1		
INF	0.1309	0.0932	0.0073	-0.2369**	-0.0364	-0.1132	-0.0507	-0.6982***	1	
PIB	0.1321	0.2449**	-0.0634	-0.1787	-0.0973	0.2420**	0.2637**	-0.2968***	0.4759***	1

Notas: RLIQ é risco de liquidez; ROA é rentabilidade dos ativos; SIZE é dimensão do banco; CAPITAL é rácio de solvabilidade; DEPOSITO é depósitos de clientes; TITULO é título de dívida pública; TITULO_TCMF é títulos de dívida pública (incluindo os TCMF); JURO é taxa de juro real; INF é taxa de inflação; e PIB é crescimento económico.

Obs: Nível de significância estatística: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Nota-se que na construção de modelos econométricos, alguns pressupostos devem ser verificados e um deles é precisamente a dependência entre os regressores. Portanto, se tais dependências forem muito fortes pode existir multicolinearidade (Wooldridge, 2012; Hair *et al.*, 2014). De acordo com Wooldridge (2012, p. 95), se refere a multicolinearidade quando existe “*High (but not perfect) correlation between two or more independent variables*”. Para Hair *et al.* (2014, p. 2), “*As multicollinearity increases, it complicates the interpretation of the variate because it is more difficult to ascertain the effect of any single variable, owing to their interrelationships.*” A existência de multicolinearidade entre os regressores causa inconvenientes à estimação dos coeficientes da regressão por mínimos quadrados ordinários (Wooldridge, 2012) e a aplicabilidade geral do modelo estimado. Assim, a multicolinearidade é um problema quando as correlações excedem os 0.8 (Studenmund, 2005; Kennedy, 2008), o que não é o caso conforme demonstrado na Tabela 5.4 (exceto a correlação entre TITULO e TITULO_TCMF em que $r=0.8264$, porém estas duas variáveis explicativas foram utilizadas separadamente, não havendo problema de colineariedade).

5.5 Reajuste dos modelos de painel

Após verificar a estacionariedade das variáveis em estudo e a ordem de integração das variáveis, houve necessidade de ajustamento aos modelos econométricos propostos de forma a realizar a

regressão com as variáveis RLIQ e DEPOSITO em primeiras diferenças. A utilização de primeiras diferenças elimina o efeito da tendência e torna o processo estacionário (Ferreira, 2016).

Para além da estacionariedade (resultados na Tabela 5.3) e, devido à existência de problemas, nomeadamente de heteroscedasticidade e de autocorrelação, teve-se a necessidade de corrigir os modelos, utilizando a variável dependente desfasada nos modelos para corrigir a correlação serial. Conforme a Tabela 5.6, os resultados do teste de Bartlett apresentaram um $p\text{-value}$ de $X^2_{(k-1)} > 0.05$ para todos os modelos estimados, pelo que não se rejeita a hipótese de que as variâncias dos erros são constantes (homoscedasticidade). De igual modo, pela Tabela 5.6 pode-se constatar que os resultados não evidenciam a presença de autocorrelação entre os resíduos no tempo ($p\text{-value}$ dos testes $F > 0.05$ para todos os modelos). Assim, corrigidas as equações (5.2) e (5.3), os modelos de regressão para dados agrupados (*pooled*) de painel para D(RLIQ) passam a ser expressas matematicamente da seguinte forma:

Modelo (1):

$$\begin{aligned} \Delta RLIQ_{it} = & \alpha + \beta_1 \Delta RLIQ_{it-1} + \beta_2 \Delta RLIQ_{it-2} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 SIZE_{it-1} + \beta_5 SIZE_{it-2} + \\ & + \beta_6 CAPITAL_{it} + \beta_7 CAPITAL_{it-1} + \beta_8 CAPITAL_{it-2} + \beta_9 \Delta DEPOSITO_{it} + \\ & \beta_{10} \Delta DEPOSITO_{it-1} + \beta_{11} \Delta DEPOSITO_{it-2} + \beta_{12} TITULO_{it} + \beta_{13} TITULO_{it-1} + \\ & + \beta_{14} TITULO_{it-2} + \beta_{15} JURO_t + \beta_{16} JURO_{t-1} + \beta_{17} JURO_{t-2} + \beta_{18} INF_t + \\ & \beta_{19} INF_{t-1} + \beta_{20} INF_{t-2} + \beta_{21} PIB_t + \beta_{22} PIB_{t-1} + \beta_{23} PIB_{t-2} + a_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (5.6)$$

Modelo (2):

$$\begin{aligned} \Delta RLIQ_{it} = & \alpha + \beta_1 \Delta RLIQ_{it-1} + \beta_2 \Delta RLIQ_{it-2} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 SIZE_{it-1} + \beta_5 SIZE_{it-2} + \\ & + \beta_6 CAPITAL_{it} + \beta_7 CAPITAL_{it-1} + \beta_8 CAPITAL_{it-2} + \beta_9 \Delta DEPOSITO_{it} + \\ & \beta_{10} \Delta DEPOSITO_{it-1} + \beta_{11} \Delta DEPOSITO_{it-2} + \beta_{12} TITULO_TCMF_{it} + \\ & + \beta_{13} TITULO_TCMF_{it-1} + \beta_{14} TITULO_TCMF_{it-2} + \beta_{15} JURO_t + \beta_{16} JURO_{t-1} + \\ & \beta_{17} JURO_{t-2} + \beta_{18} INF_t + \beta_{19} INF_{t-1} + \beta_{20} INF_{t-2} + \beta_{21} PIB_t + \beta_{22} PIB_{t-1} + \\ & \beta_{23} PIB_{t-2} + a_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (5.7)$$

De igual modo, foi aplicando às equações (5.4) e (5.5) o modelo de efeitos fixos para corrigir a heterogeneidade unitária e utilizando a variável dependente desfasada nos modelos para corrigir a correlação serial. Assim, os modelos de regressão de efeito fixo de painel para ROA foram desenvolvidos como:

Modelo (3):

$$\begin{aligned}
 ROA_{it} = & \alpha + \beta_1 ROA_{it-1} + \beta_2 ROA_{it-2} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 SIZE_{it-1} + \\
 & + \beta_5 CAPITAL_{it} + \beta_6 CAPITAL_{it-1} + \beta_7 \Delta DEPOSITO_{it} + \beta_8 \Delta DEPOSITO_{it-1} + \\
 & + \beta_9 TITULO_{it} + \beta_{10} TITULO_{it-1} + \beta_{11} JURO_t + \beta_{12} JURO_{t-1} + \beta_{13} INF_t + \\
 & \beta_{14} INF_{t-1} + \beta_{15} PIB_t + \beta_{16} PIB_{t-1} + a_{it} + \mu_{it}
 \end{aligned} \tag{5.8}$$

Modelo (4):

$$\begin{aligned}
 ROA_{it} = & \alpha + \beta_1 ROA_{it-1} + \beta_2 ROA_{it-2} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 SIZE_{it-1} + \\
 & + \beta_5 CAPITAL_{it} + \beta_6 CAPITAL_{it-1} + \beta_7 \Delta DEPOSITO_{it} + \beta_8 \Delta DEPOSITO_{it-1} + \\
 & + \beta_9 TITULO_TCMF_{it} + \beta_{10} TITULO_TCMF_{it-1} + \beta_{11} JURO_t + \beta_{12} JURO_{t-1} + \\
 & \beta_{13} INF_t + \beta_{14} INF_{t-1} + \beta_{15} PIB_t + \beta_{16} PIB_{t-1} + a_{it} + \mu_{it}
 \end{aligned} \tag{5.9}$$

onde $\Delta RLIQ_{it}$ denota a variação do risco de liquidez e ROA_{it} a rentabilidade dos ativos do banco i no momento t ; as variáveis explicativas são de cada banco utilizado: variação do risco de liquidez no momento $t-1$ e $t-2$ ($\Delta RLIQ_{it-1}$ e $\Delta RLIQ_{it-2}$), rentabilidade do ativo no momento $t-1$ e $t-2$ (ROA_{it-1} e ROA_{it-2}), dimensão do banco no momento t , $t-1$ e $t-2$ ($SIZE_{it}$, $SIZE_{it-1}$ e $SIZE_{it-2}$), rácio de solvabilidade no momento t , $t-1$ e $t-2$ ($CAPITAL_{it}$, $CAPITAL_{it-1}$ e $CAPITAL_{it-2}$), variação dos depósitos de clientes no momento t , $t-1$ e $t-2$ ($\Delta DEPOSITO_{it}$, $\Delta DEPOSITO_{it-1}$ e $\Delta DEPOSITO_{it-2}$), títulos de dívida pública sem a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira no momento t , $t-1$ e $t-2$ ($TITULO_{it}$, $TITULO_{it-1}$ e $TITULO_{it-2}$), títulos de dívida pública com a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira no momento t , $t-1$ e $t-2$ ($TITULO_TCMF_{it}$, $TITULO_TCMF_{it-1}$ e $TITULO_TCMF_{it-2}$), taxa de juro real no momento t , $t-1$ e $t-2$ ($JURO_t$, $JURO_{t-1}$ e $JURO_{t-2}$), taxa de inflação no momento t , $t-1$ e $t-2$ (INF_t , INF_{t-1} e INF_{t-2}) e, taxa de crescimento económico no momento t , $t-1$ e $t-2$ (PIB_t , PIB_{t-1} e PIB_{t-2}). O a_i é a componente fixa do erro e μ_{it} é o termo de erro aleatório - ambos compõem o erro da regressão (ϵ_{it}).

5.6 Estimação dos modelos e análise de resultados

Nesta secção são apresentados os principais resultados da estimação e dos testes de diagnósticos dos modelos e, interpretado os resultados.

5.6.1 Resultados de estimação

Depois de corrigidos os modelos, a estimação pôde ser feita através do método dos mínimos quadrados. A Tabela 5.5 mostra os resultados da análise de regressão das equações (5.6, 5.7, 5.8 e 5.9) referente à análise dos efeitos dos títulos de dívida pública sobre a variação do risco de liquidez (LIQ) e rentabilidade dos ativos dos bancos em Cabo Verde. As estimações foram realizadas considerando a variável TITULO com e sem a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF).

Algumas variáveis identificadas como relevantes foram excluídas dos modelos por não serem significativas, caso da eficiência operacional para os modelos de rentabilidade e da variável rentabilidade de ativos dos bancos para os modelos de risco de liquidez. Delechat et. al. (2014) também estimaram a margem financeira como medida de rentabilidade para o seu modelo de liquidez e não encontraram relações significativas.

Os modelos escolhidos, com base no critério R^2 ajustado, são apresentados na Tabela 5.5 (ver também as Tabelas A5.1 e A5.2 em apêndices). Pelos resultados das estatísticas do teste de distribuição F, nota-se que os modelos estimados por via dos efeitos fixos estão melhores ajustados (as estatísticas F são maiores).

Tabela 5.5: Resultados da estimação dos modelos

Variáveis	D(RLIQ) (modelo <i>pooled</i>)		ROA (efeitos fixos)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Fatores específicos do banco (interno)				
C	20.01266	24.88665	9.815418***	9.831926***
D(RLIQ(-1))	0.054496	0.048516		
D(RLIQ(-2))	-0.018319	-0.028644		
ROA(-1)			0.098271	0.106071
ROA(-2)			0.312663***	0.319493***
SIZE	-66.70449***	-65.64233***	0.690139	0.744461*
SIZE(-1)	93.12162***	91.48740***	-1.406836***	-1.462406***
SIZE(-2)	-27.20607**	-26.84063**		
CAPITAL	-0.311747	-0.398492	-0.008001	-0.003257
CAPITAL(-1)	0.299121	0.324176	-0.060377***	-0.059419***
CAPITAL(-2)	-0.096559	-0.086673		
D(DEPOSITO)	-1.559858***	-1.548731***	0.010108	0.010722
D(DEPOSITO(-1))	0.148066	0.159077	0.017094**	0.017495**
D(DEPOSITO(-2))	0.215240	0.193508		
TITULO	0.130501	0.087726	-0.006991	-0.010882
TITULO(-1)	-0.984094*	-0.985082*	0.039902**	0.035414**
TITULO(-2)	0.974596**	0.881576**		
Fatores macroeconômicos (externos)				
JURO	-0.259999	-0.248529	-0.060899**	-0.066510**
JURO(-1)	-0.256235	-0.296458	-0.068919**	-0.070257**
JURO(-2)	-0.262999	-0.299208		
INF	0.806138	0.724567	0.000736	-0.000379
INF(-1)	-0.604817	-0.666849	-0.155322**	-0.161455**
INF(-2)	-1.843310	-1.894784		
PIB	0.041892	0.079375	-0.087268*	-0.088999*
PIB(-1)	-0.835469	-0.795373	0.016107	0.017132
PIB(-2)	1.819517	1.828692		
R ²	0.775302	0.773990	0.834209	0.830636
R ² ajustado	0.660457	0.658473	0.765390	0.760334
Estatística F:	6.750836	6.700253	12.12178	11.81526
Prob(estat. F):	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Nº observações:	69	69	76	76

Obs: a) Modelos em estudo: (1) Modelo D(RLIQ) sem inclusão de TCMF; (2) Modelo D(RLIQ) com inclusão de TCMF; (3) Modelo ROA sem inclusão de TCMF; e (4) Modelo ROA com inclusão de TCMF;

b) Nível de significância estatística: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

5.6.2 Resultados dos testes de diagnóstico

Nesta secção foram realizados os testes de diagnóstico à qualidade das estimações corrigidos dos efeitos de autocorrelação e de heteroscedasticidade. Iniciaram-se os testes com a escolha de modelos adequados para análise dos dados em painel, seguida dos testes de endogeneidade, normalidade dos resíduos, heteroscedasticidade e autocorrelação.

Para a escolha dos modelos mais apropriados para os dados em análise, os resultados do teste de Chow mostram que, tendo em consideração que o $F_{\text{calculado}}$ é 0.3656 e de 0.4556 para os modelos (1) e (2), ambos com $p\text{-value}$ maior que 0.05, ou seja, que $F_{\text{calculado}} > F_{\text{critico}}$, para ambos os modelos (Tabela 5.6), a hipótese nula de homogeneidade nos coeficientes de intersecção e de declive não será rejeitada. Assim, para esses modelos cuja variável dependente é $D(\text{RLIQ})$, uma variável em primeira diferença, os modelos evidenciam que os efeitos individuais não observáveis não são relevantes na explicação do modelo, pelo que o modelo agrupado (*pooled*) é o mais adequado às características dos dados em análise para estimar os efeitos dos títulos de dívida pública na variação do risco de liquidez.

Relativamente aos modelos (3) e (4), o $F_{\text{calculado}}$ é 5.762 e de 4.9113, ambos com $p\text{-value}$ menor que 0.05, ou seja, que $F_{\text{calculado}} > F_{\text{critico}}$, para ambos os modelos (Tabela 5.6), pelo que a hipótese nula de homogeneidade nos coeficientes de intersecção e de declive será rejeitada, logo o modelo de efeitos fixos é o mais adequado para analisar os dados. Os resultados indicam os efeitos fixos como adequado uma vez que as secções representam bancos e cada banco tem as suas características próprias (como, por exemplo, dimensão dos ativos, *stock* de títulos de dívida pública), e são mais adequados para analisar os efeitos entre as unidades.

Relativamente à endogeneidade, tal como relatado acima, não foi possível aplicar o teste Hausman para o presente estudo. Assim, para as equações (9) e (10) cujos testes indicam o modelo *pooled* como o mais indicado, um modelo que não dá importância à significância dos efeitos entre indivíduos, logo torna-se dispensável o teste de endogeneidade. Para as equações (11) e (12), as características dos dados indicam o modelo de efeitos fixos como o mais indicado (um modelo em que dá significância aos efeitos entre os indivíduos). O teste de Hausman era necessário para

analisar se efeitos individuais não observáveis não estão correlacionados com as variáveis explicativas do modelo. Como tal não foi possível, assume-se a endogeneidade e, o modelo de efeitos fixos é o mais adequado para resolver esse problema (Hausman, 1978).

Tendo em conta a estrutura dos dados e, para o efeito de testes de heteroscedasticidade, é necessário proceder previamente ao teste de normalidade dos resíduos. Conforme a Tabela 5.6, as análises dos resíduos de regressões evidenciam que as estatísticas de Jarque-Bera é de 4.1588 (*p-value* igual a 0.1251) e de 2.9666 (*p-value* igual a 0.2269) para os modelos (1) e (2) (sem e com a inclusão de TCMF, respetivamente). Relativamente aos modelos (3) e (4) (sem e com a inclusão de TCMF), as estatísticas de Jarque-Bera é de 1.0668 (*p-value* igual a 0.5866) e de 0.7787 (*p-value* igual a 0.6775). Em todos os modelos selecionados, os diagnósticos dos resíduos apresentam estatísticas de Jarque-Bera cujos *p-value* estão acima de 5%, pelo que não se rejeita a normalidade dos resíduos.

Sob a hipótese nula de igualdade das variâncias foi realizado os testes para verificar a presença de heteroscedasticidade nos modelos, aplicando o teste de Bartlett para os modelos com os resíduos normais e o teste de Levene para os modelos com resíduos não normalmente distribuídos [caso dos modelos (iv) e (viii) da Tabela A5.1 e dos modelos (iv) e (viii) da Tabela A5.2 em apêndices]. Conforme a Tabela 5.6, os resultados do teste de Bartlett apresentaram um *p-value* de $X^2_{(k-1)} > 0.05$ para todos os modelos selecionados. Como o *p-value* está acima de 0.05 de significância não rejeitamos a hipótese de que todas as variâncias são iguais. De igual modo, as estatísticas dos testes de Levene apresenta *p-value* acima de 0.05 para os modelos acima identificados nas Tabelas A5.1 e A5.2 em apêndices, pelo que não há evidências para rejeitar a hipótese de igualdade de variâncias. Isto significa que os termos de erros são homoscedásticos e os erros padrões não precisam ser ajustados.

Conforme a Tabela 5.6, pelos resultados da estimação das regressões dos modelos com defasamentos foi possível verificar pelas estatísticas do teste F de que não existe autocorrelação. O *p-value* dos testes F são superiores ao nível de significância de 5% para todos os modelos selecionados, tanto para a significância global dos modelos para as regressões auxiliares tanto para a significância conjunta dos coeficientes dos resíduos defasados [corrigidos de autocorrelação de

ordem 1 para os modelos (3) e (4) e, autocorrelação de ordem 2 para os modelos (1) e (2)]. Não se rejeita a hipótese nula, pelo que não se evidencia a presença de autocorrelação entre os resíduos no tempo para a análise dos efeitos dos títulos de dívida pública com e sem a inclusão dos TCMF na variação do risco de liquidez e na rentabilidade dos bancos.

Tabela 5.6: Resumo dos testes de diagnóstico de painel

Testes		D(RLIQ)		ROA	
Modelos		(1)	(2)	(3)	(4)
Teste de Chow	Estatística F:	0.365649	0.455554	5.762020	4.911293
	Prob.:	(0.8962)	(0.8366)	(0.0001)	(0.0005)
	g.l.:	(6, 39)	(6, 39)	(6, 53)	(6, 53)
	Modelo adequado:	Modelo Pooled	Modelo Pooled	Efeitos fixos	Efeitos fixos
Teste LM (Lagrange Multiplier)	Est. Breusch-Pagan (X^2):	1.724449	1.228618	2.096237	2.277298
	Prob.:	(0.1688)	(0.2677)	(0.1477)	(0.1313)
	Modelo adequado:	Modelo Pooled	Modelo Pooled	Modelo Pooled	Modelo Pooled
Normalidade dos resíduos	Nº observações:	69	69	76	76
	Jarque-Bera:	4.158783	2.966586	1.066820	0.778708
	Prob.:	(0.125006)	(0.226889)	(0.586601)	(0.677496)
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X^2):	5.532830	4.591016	1.609686	2.244425
	Teste de Levene (F):				
	Prob.:	(0.2369)	(0.3319)	(0.8071)	(0.6909)
Autocorrelação	g.l.:	(4)	(4)	(4)	(4)
	Ordem de autocorrelação (AR):	2	2	1	1
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.9015 (0.6011)	0.7749 (0.7396)	0.5278 (0.9496)	0.5536 (0.9358)
	Sig. conjunta dos resíduos (reg. aux.) - teste F (Prob.):	2.0151 (0.1516)	1.4117 (0.2600)	-0.6673 (0.5080)	-0.5953 (0.5546)

Obs: Modelos em estudo: (1) Modelo D(RLIQ) sem inclusão de TCMF; (2) Modelo D(RLIQ) com inclusão de TCMF; (3) Modelo ROA sem inclusão de TCMF; e (4) Modelo ROA com inclusão de TCMF.

5.6.3 Interpretação dos resultados

Os resultados das estimações mostram que, no curto prazo, os títulos de dívida pública (TITULO) não têm efeitos sobre a variação do risco de liquidez e sobre a rentabilidade dos ativos dos bancos em Cabo Verde (Tabela 5.5). Quando desfasadas, dois períodos para os modelos (1) e (2) e, um período para os modelos (3) e (4), a variável TITULO apresenta significância individual ($p < 0.05$) para todos esses momentos (Tabela 5.5). Conjuntamente, verifica-se que TITULO não é significativo no momento t e significativo nos momentos $t-1$ e $t-2$ (Tabela 5.7). Pode-se concluir que a variável é relevante somando todos os momentos, ainda que o seu impacto contemporâneo não seja significativo. No entanto, verifica-se pelos resultados da estatística t , através do teste de Wald, que TITULO apenas possui efeitos significativos sobre a rentabilidade dos ativos [os modelos (3) e (4) a 5% e 10% de significância, respetivamente].⁶⁹ Tal como evidenciado por Angeloni e Wolff (2012), o stock da dívida pública pelos bancos não é o principal determinante do desempenho dos bancos. Embora sejam ativos de baixo rendimento, a opção por aplicações em títulos de dívida pública proporciona alguma rentabilidade às reservas excedentárias dos bancos e, dessa forma contribui para o aumento da margem financeira e do produto bancário, aumentando assim a rentabilidade dos ativos no longo prazo. Assim, conforme a Tabela 5.7 as propensões de longo prazo para a variável TITULO sobre ROA são de 0.0559 para o modelo (3) e de 0.0427 para o modelo (4). Pode-se concluir que, se os títulos de dívida pública em percentagem dos ativos aumentarem permanentemente 1 ponto percentual, a rentabilidade dos ativos aumentará 0.0559 pontos percentuais no modelo (3) e de 0.0427 no modelo (4).

Analisando a significância das demais variáveis explicativas dos modelos no curto prazo (momento t), na Tabela 5.5 identificam-se as variáveis, dimensão do banco (SIZE) e variação dos depósitos de clientes (D(DEPOSITO)) como sendo significativas para os modelos (1) e (2). A variável SIZE é significativa para todos os modelos [exceto o modelo (3)], sendo ao nível de 1% para os modelos (1) e (2) e de 10% para o modelo (3) e (4). A dimensão do banco (SIZE) tem um efeito negativo sobre a variação do risco de liquidez (D(RLIQ)) no curto prazo. As propensões das elasticidades

⁶⁹ Esse teste é usado para avaliar a significância de cada coeficiente (β) no modelo.

de curto prazo mostram que a dimensão dos bancos em Cabo Verde tem influência sobre a variação do risco de liquidez, dado que quando a dimensão do banco aumenta 1%, a variação do risco de liquidez diminui significativamente em 0.667% e 0.6564% para os modelos (1) e (2). Conforme Singh e Sharma (2016), bancos maiores são capazes de gerar maior liquidez. A longo prazo, SIZE tem efeitos negativos sobre a rentabilidade dos ativos (ROA) com um nível de 5% de significância [modelos (3) e (4)].

A variação dos depósitos de clientes em percentagem de ativos [D(DEPOSITO)], no curto prazo, apenas é significativo nas suas relações com a variação do risco de liquidez (D(RLIQ)), modelos (1) e (2), com 1% de significância. A longo prazo, possuem relações significativas para todos os modelos, sendo de 5% para os modelos (1) e (2) e, de 10% de significância para os modelos (3) e (4), conforme a Tabela 5.7. Pode-se concluir que a variação do risco de liquidez (D(RLIQ)) dos bancos em Cabo Verde estão muito dependentes da variação dos depósitos de clientes (D(DEPOSITO)), tanto no curto prazo como no longo prazo. Assim, os resultados das propensões evidenciam que se a variação dos depósitos de clientes aumentarem permanentemente 1 ponto percentual, a variação no risco de liquidez diminuirá 1.5599 e 1.5487 pontos percentuais no curto prazo e, 1.2415 e 1.2204 pontos percentuais no longo prazo para os modelos (1) e (2), respetivamente. Esses resultados já eram expectáveis, uma vez que o aumento das variações nos depósitos de clientes aumenta a liquidez dos bancos, com efeitos negativos sobre a variação do risco de liquidez. Os resultados vão de acordo às constatações de Singh e Sharma (2016) quando afirmaram que altos níveis de depósitos estão associados a maior liquidez.

A propensão de longo prazo do rácio de solvabilidade (CAPITAL) é de -0.1161 e de -0.1091 para os modelos (3) e (4), um efeito negativo e estatisticamente significativo ($p < 0.05$) sobre a rentabilidade dos ativos (Tabela 5.7). Os resultados são os esperados e, conforme defendem Athanasoglou *et al.* (2006), quanto maior é o CAPITAL menor é o risco que o banco está disposto o correr (tal como afirmaram Berger e Bouwman, 2009) com efeitos negativos na rentabilidade dos ativos dos bancos. Hoffmann (2011) também encontrou uma relação negativa entre o índice de capital e rentabilidade nos bancos americanos. Isto só acontece porque em Cabo Verde o CAPITAL não cresce na mesma proporção que os ativos, pois os ativos vêm crescendo cada vez mais pela incorporação de produtos de rentabilidade menor que os créditos (os títulos de dívida

pública). A rentabilidade média dos bancos (*return on equity*) foi de 6.38% em 2017 (considerada muito baixa).⁷⁰ Isto quer dizer que os resultados que os bancos alcançam são demasiados baixos em relação ao CAPITAL, pois deveriam estar a render mais. Ou seja, o aumento da proporção dos ativos seguros (sem risco) na carteira de ativos ponderados leva a diminuição do rácio de solvabilidade (CAPITAL). Isto só é verdade porque o aumento do investimento em títulos de dívida pública (em percentagem dos ativos) é maior que o aumento dos fundos próprios.

Pelos resultados das Tabelas 5.5 e 5.7, as variáveis macroeconómicas, taxa de juro real (JURO), taxa da variação média anual da inflação (INF) e taxa anual de crescimento real da economia (PIB), não são significativas com a variação do risco de liquidez, nem no curto e nem no longo prazo, ou seja, em nenhum dos momentos analisados (contemporâneos e desfasados). Assim, essas variáveis não são relevantes para explicar os efeitos dos títulos de dívida pública nas variações do risco de liquidez dos bancos em Cabo Verde. Pelo contrário, JURO e PIB têm impactos negativos sobre a rentabilidade dos ativos no curto prazo. No longo prazo, apenas JURO e INF têm efeitos significativos, sendo que ambas as variáveis têm impactos negativos sobre a rentabilidade dos ativos.

Analisando a significância dos desfasamentos em relação aos modelos de equação (Tabelas A5.4 e A5.5 em apêndices), como o valor da estatística F para os 4 modelos foram maiores que o valor crítico, logo rejeita-se a hipótese nula, pelo que os modelos com desfasamentos são conjuntamente significativos (a 1%). Daí, o modelo dinâmico é melhor que o modelo estático para estimar essas relações.

Os resultados dos testes da estatística F mostram que, para os vários modelos estimados e sob diversas formas de estimação e efeitos de painel (Tabela 5.5 e Tabelas A5.1 e A5.2 em apêndices), se pode rejeitar a hipótese nula a 1% de significância, de que as variáveis independentes não explicam as variáveis dependentes. Assim, os modelos são significativos com um nível de confiança de 99%, pelo que se pode concluir que as variáveis independentes explicam tanto a variação do risco de liquidez como a rentabilidade dos ativos bancários. Analisando o poder explicativos dos

⁷⁰ Principais indicadores prudenciais de Cabo Verde, Banco de Cabo Verde.

modelos a partir do comportamento da variável TITULO, pela Tabela 5.5 nota-se que os modelos são ligeiramente melhores quando a variável TITULO não inclui os TCMF. Também neste caso, o modelo (1) cujo R² ajustado é igual a 0.6605 é melhor que o modelo (2) de R² ajustado igual a 0.6585. E, de igual modo, o modelo (3) é melhor que o modelo (4). Contudo, estes dois últimos modelos, cuja variável dependente é ROA (com e sem a inclusão dos TCMF) são mais robustos, pois apresentam melhores ajustamentos do que os modelos (1) e (2).

Tabela 5.7: Resultados do teste de hipótese à propensão de longo prazo (teste t)

Variáveis (contemporânea e desfasada) ^a	D(RLIQ) (modelo <i>pooled</i>)		ROA (efeitos fixos)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<u>Impacto</u>	<u>Impacto</u>	<u>Impacto</u>	<u>Impacto</u>
Fatores específicos do banco (interno)				
D(RLIQ) ^b	0.0375	0.0203		
ROA ^b			0.6976*	0.7408*
SIZE	-0.8186	-1.0157	-1.2167**	-1.2498**
CAPITAL	-0.1133	-0.1643	-0.1161**	-0.1091**
D(DEPOSITO)	-1.2415**	-1.2204**	0.0462*	0.0491*
TITULO	0.1255	-0.0161	0.0559**	0.0427*
Fatores macroeconómicos (externos)				
JURO	-0.8085	-0.8613	-0.2204**	-0.2381**
INF	-0.0243	-0.0276	-0.0642*	-0.0657*
PIB	1.0644	1.1353	-0.1208	-0.1251

Obs: As fórmulas de cálculos, bem como os testes de hipóteses à propensão de longo prazo são apresentados na Tabela A5.3 em apêndice.

Propensão significativa: *** para nível de significância de 1%; ** para nível de significância de 5%; e * para nível de significância de 10%.

(1) Modelo D(RLIQ) sem inclusão de TCMF; (2) Modelo D(RLIQ) com inclusão de TCMF; (3) Modelo ROA sem inclusão de TCMF; e (4) Modelo ROA com inclusão de TCMF.

a) Todas as variáveis são contemporâneas e desfasadas, exceto as variáveis D(RLIQ) e ROA que são desfasadas. As variáveis dependentes são desfasadas dois períodos para modelos D(RLIQ) e um período para modelos ROA (conforme os modelos de regressão em Tabela 5.5).

b) Variável desfasada dois períodos.

De acordo com a literatura económica (Chinoda, 2014; Noman *et al.*, 2015; Rahman *et al.*, 2015; Islam e Nishiyama, 2016), tanto a rentabilidade e como a liquidez têm igualmente um papel importante no desenvolvimento de um banco. Neste particular, Diamond e Rajan (1999) são da

opinião de que a sobrevivência de um banco no curto prazo depende do seu nível de liquidez, enquanto a médio e longo prazo depende da sua rentabilidade. De toda a forma, a literatura é clara no que se refere a esses dois indicadores, pois os resultados empíricos dos estudos dos seus determinantes, diferem de país para país (dependendo do contexto e das características económicas de cada país ou região).

5.7 Síntese do capítulo

Este capítulo analisou, de forma empírica, os efeitos dos títulos de dívida pública sobre as variações no risco de liquidez e sobre a rentabilidade de ativos dos bancos em Cabo Verde. Foi analisada uma amostra composta por todos os bancos comerciais a operar no país em finais de 2017, organizados em dados de painel não balanceado para o período de 2000 a 2017.

Os testes de especificação de modelos em painel confirmaram a existência de dependência entre os resíduos, ou seja, autocorrelação de primeira ordem para os modelos de determinação de efeitos sobre a rentabilidade dos ativos e autocorrelação de segunda ordem para os modelos de efeitos sobre as variações no risco de liquidez. As necessárias correções aos modelos (por desfasamentos das variáveis) determinaram os efeitos fixos como os mais adequados para estimar os efeitos dos títulos de dívida pública sobre a rentabilidade dos ativos e, os efeitos agrupados como os mais adequados para estimar os efeitos dos títulos de dívida pública sobre as variações no risco de liquidez. Testes à significância dos desfasamentos em relação aos modelos de equação comprovaram que o modelo dinâmico é melhor que o modelo estático para estimar essas relações.

Os resultados obtidos mostram que os títulos de dívida pública, medidos em percentagem dos ativos líquidos, quando a variável não inclui os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira, conseguem explicar melhor tanto os modelos determinantes da variação do risco de liquidez como da rentabilidade dos ativos. Os títulos de dívida pública não têm efeitos significativos sobre as variações no risco de liquidez e sobre a rentabilidade dos ativos dos bancos no curto prazo. A longo prazo, os títulos de dívida pública têm efeitos positivos sobre a rentabilidade dos ativos. Essas relações são mais significativas quando os títulos da dívida pública não incluem os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira. Assim, os resultados empíricos comprovam que se os

títulos de dívida pública em percentagem dos ativos aumentarem permanentemente 1 ponto percentual, a rentabilidade dos ativos aumentará 0.0559 pontos percentuais a longo prazo.

O estudo conclui que a decisão dos bancos em deter títulos de dívida pública é estratégica, constituindo uma alternativa ao crédito para aplicação de excedentes de liquidez perante um setor bancário aonde o crédito em incumprimento tem aumentado. Embora com rentabilidade menor, os títulos de dívida pública são ativos sem risco, pelo que envolve menos recursos dos bancos na sua gestão. Assim, a longo prazo a rentabilidade pode ser garantida e, daí o papel desempenhado pelos títulos de dívida pública no desenvolvimento da atividade bancária em Cabo Verde.

Capítulo 6: Exposição aos títulos de dívida pública e estabilidade dos bancos em Cabo Verde

Resumo

O objetivo do estudo é analisar, em que medida, a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública em Cabo Verde afeta os seus indicadores de estabilidade financeira. Para tal, estimam-se modelos de dados para um painel não balanceado de 7 bancos comerciais para o período 2000-2017. Foi utilizado o Z-score como medida de estabilidade bancária, assumindo duas formas: Zscore_p - quando o capital é ponderado pelos riscos dos ativos; e, Zscore_s - quando o capital não é ponderado pelos riscos dos ativos. A exposição dos bancos aos títulos de dívida pública, medida em percentagem dos ativos, é estimada nos modelos de regressão com e sem a inclusão de Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF). Além dos modelos contemporâneos, também foram estimados modelos desfasados de Hesse e Čihák (2007) e de Buch *et al.* (2016), de forma a prever com antecedência de um ano os indicadores de estabilidade dos bancos. Aplicando estimadores de efeitos fixos, os resultados empíricos revelam que a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública (com e sem a inclusão de TCMF) não tem efeitos significativos sobre os indicadores de estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde. O estudo mostra ainda que os modelos estáticos e de variáveis explicativas contemporâneas são os melhores para estimar esses efeitos.

Classificação JEL: E43, G21, H63

Palavras-chave: Títulos do tesouro, estabilidade bancária, Z-score, dados em painel, Cabo Verde

6.1 Introdução

O sistema financeiro distingue-se dos restantes setores de atividade pelo papel central que representa, enquanto intermediário financeiro, numa economia (Levine, 1997). Concretamente a atividade bancária, pela sua natureza específica e central no sistema financeiro, expõe os bancos a diversos tipos de riscos, tais como: risco de crédito, risco de mercado, risco de liquidez e outros riscos como, por exemplo, o risco de solvência ou de capital, que pode levar os bancos ao *default* caso o capital disponível seja insuficiente para cobrir as perdas geradas pelos outros riscos (CSBB – *Basel Committee on Banking Supervision*, 2012). Também os governos se relacionam com os bancos, expondo estes a novos tipos de riscos - risco soberano (Cooper e Nikolov, 2018). Daí, garantir a estabilidade do sistema financeiro é fundamental para o crescimento económico, pois a estabilidade da moeda e dos preços garantem um clima de confiança para os investimentos e assegura boas perspetivas para o desenvolvimento das atividades económicas.

Em Cabo Verde, os bancos possuem liquidez, pois os depósitos crescem a uma taxa média superior aos créditos (BCV, 2018).⁷¹ O setor privado tem reclamado por falta de crédito (justificado pelas baixas taxas do rácio de transformação - 55.6% e 55.5% em 2016 e 2017 respetivamente).⁷² Isto também é motivado pelo aumento do risco de crédito (o rácio Crédito em risco/Crédito total fixou-se em 16.13% em 2017 de acordo com os dados do Banco de Cabo Verde) e a preferência dos bancos por ativos menos arriscados. Esta parece ser uma situação generalizada em África, de acordo com Beck e Cull (2013, p. 14) “*african banks (...) are well capitalized, over-liquid and provide only limited lending to the real economy*” [ver também Beck *et al.* (2011)].

Em Cabo Verde, os bancos comerciais são os grandes detentores da dívida pública. Conforme o relatório de estabilidade financeira do Banco de Cabo Verde (BCV, 2018), a carteira de títulos representava 19.3% no total de ativos dos bancos em 2017 comparativamente ao crédito que representava 42.1%. Essa dívida do governo central ao sistema bancário traduz-se expressivamente em títulos de dívida pública. Do total da carteira de títulos, 60.7%

⁷¹ O stock de crédito inclui: (i) crédito ao setor público administrativo (que inclui governo, empresas públicas e autarquias locais); (ii) crédito às empresas privadas; e (iii) crédito aos particulares (incluindo emigrantes e não residentes).

⁷² Taxa de transformação de depósitos em créditos. Fórmula: (Créditos totais/Depósitos totais)*100.

(correspondiam a bilhetes do tesouro e obrigações do tesouro, com um aumento de 11.8% (3 mil milhões de ECV) em 2017. Conforme a Fig. 6.1, de 2010 a 2017 o crédito (em % do ativo) diminui de 62% para 40%, enquanto os títulos de dívida pública (em % do ativo) aumentaram de cerca de 17% para aproximadamente 19%.

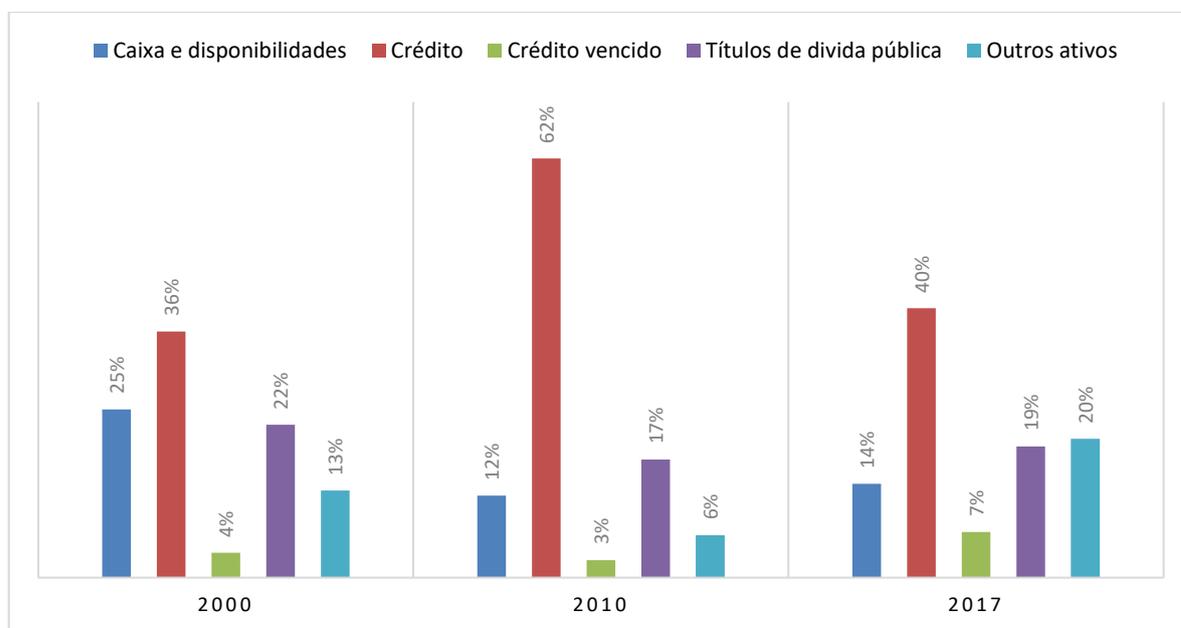


Fig. 6.1: Evolução do balanço consolidado dos bancos comerciais (em % do ativo)

Fonte: Dados do Banco de Cabo Verde

A posse de elevados níveis de stocks dos títulos da dívida pública pelos bancos em Cabo Verde (o que eleva a exposição da carteira dos ativos bancários ao risco da dívida pública) não parece afetar a sua estabilidade, pois os bancos apresentam bons níveis de adequação de capital (por exemplo, conforme dados do Banco de Cabo Verde, o rácio de solvabilidade manteve-se superior a 15.17% entre 2010 e 2017). Contudo, dado o peso dos títulos do tesouro na carteira de ativos, a procura por rentabilidade desses títulos é, na verdade o grande desafio que se impõem à gestão dos bancos em Cabo Verde, com potenciais efeitos negativos sobre a adequação de capital e, consequentemente para a estabilidade dos bancos. A questão principal em investigação é perceber como a exposição aos títulos de dívida pública afeta a estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde.

O objetivo principal deste capítulo é analisar a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública em Cabo Verde e avaliar, empiricamente, em que medida essa exposição pode afetar os seus

indicadores de estabilidade financeira. Especificamente, pretende-se: (i) analisar o nível de exposição da carteira de ativos dos bancos em Cabo Verde aos títulos de dívida pública; (ii) avaliar, em efeitos e magnitude, se um nível mais alto de exposição aos títulos de dívida pública em relação aos ativos líquidos diminui o nível de estabilidade dos bancos; (iii) analisar as diferenças nos efeitos das exposições aos títulos de dívida pública com e sem a inclusão dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF) na estabilidade dos bancos; e, (iv) comparar a estabilidade bancária em que o nível de capital sobre os ativos são ponderados pelo risco (Índice de Basileia) com a estabilidade bancária calculada pelo índice simples de capitalização (capital sobre ativos).

Face ao risco de crédito, os bancos veem os títulos de dívida pública como uma alternativa viável para aplicação de excedentes de liquidez. Neste sentido, procura-se testar empiricamente se efetivamente o aumento do peso de títulos da dívida pública nos ativos dos bancos tem efeitos sobre os seus indicadores de estabilidade financeira. Igualmente, espera-se que esses efeitos sejam maiores quando a estabilidade é medida pelo índice de Basileia, ou seja, quando o capital do banco é ponderado pelos riscos dos ativos.

O presente capítulo encontra-se estruturado da seguinte forma: para além desta secção de carácter introdutório, é apresentada na secção 6.2 uma revisão da literatura sobre os fatores determinantes da estabilidade bancária e a sua relação com a dívida pública. Posteriormente, é apresentada na secção 6.3 uma descrição das variáveis, bem como a especificação do modelo econométrico adotado. Na secção 6.4 é feita a descrição e análise de dados, iniciando pelas exposições dos bancos cabo-verdianos aos títulos do tesouro e de seguida pela análise descritiva dos dados. Na secção 6.5 são apresentados os modelos estimados e analisados os principais resultados da regressão. Finalmente, é apresentado na secção 6.6 as principais conclusões da investigação em síntese do capítulo.

6.2 Revisão da literatura

Nesta secção é revista a literatura sobre os fatores determinantes da estabilidade financeira dos bancos e a relação entre a dívida pública e a estabilidade bancária.

6.2.1 Determinantes da estabilidade bancária

Nas últimas décadas, o setor financeiro em geral e o bancário em particular, têm enfrentado várias e profundas mudanças, tais como: desregulamentação, mudança tecnológica e globalização dos mercados financeiros (Demirgüç-Kunt *et al.*, 2006; Diaconu e Oanea, 2015). Para Goddard *et al.* (2004), essas alterações têm afetado significativamente as operações dos bancos, com impacto na rentabilidade e na estabilidade. Com a crise financeira de 2007-2008, as fraquezas da regulação internacional tornaram-se evidentes, e os impactos na rentabilidade e na estabilidade foram maiores, com a maioria dos bancos convencionais a fracassarem (Ghenimi *et al.*, 2017; Cabrera *et al.*, 2018).

De acordo com Liberman *et al.* (2018), após o fim do acordo de Bretton Woods, em 1973, viveu-se um clima de instabilidade financeira e muitos bancos sofreram perdas consideradas devido à exposição a moeda estrangeira e vários bancos faliram. Para proteger o sistema financeiro internacional, os Bancos Centrais do G10 estabeleceram então, em 1988, um requisito mínimo de capital para os bancos com base no risco ponderado dos ativos, o designado Acordo de Basileia I.⁷³ Esse acordo estabelecia um nível mínimo de capital de 8% dos ativos ponderados pelo risco. O Acordo de Basileia I sofreu ligeiras modificações durante os anos 90 e, a partir de 1999, foi revisto e substituído pelo Acordo de Basileia II (lançado em 2004). O Acordo de Basileia III, ratificados pelos líderes do G20 em 2010, veio estabelecer os princípios para gestão e maior supervisão de riscos de liquidez e, aprofundar os pilares definidos em Basileia II (BIS, 2015; ver Liberman *et al.*, 2018).⁷⁴

⁷³ O G-10 (abreviatura para Grupo dos 10) é uma organização internacional representada por 13 economias desenvolvidas e em desenvolvimento. Foi criado em 1962, inicialmente por 10 representantes dos bancos centrais da Alemanha, Bélgica, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Países Baixos, Reino Unido e Suécia. Mais tarde foi integrada ao grupo a Suíça (em 1964) e a Espanha e a Austrália (em 2011). Apesar de atualmente reunir 13 países, o grupo mantém a designação de grupo dos dez. Fonte: <https://pt.wikipedia.org/wiki/G10> [05 de julho de 2020].

⁷⁴ G20 (abreviatura para Grupo dos 20) é um grupo representado pelos ministros de finanças e chefes dos bancos centrais das 19 maiores economias do mundo mais a União Europeia. Conforme Bonciu (2009, p. 8) “G20 reunites countries that generate 90 % of world output and represent two thirds of world population”, o que garante a sua representatividade. Criado em 1999, com o objetivo de facilitar o diálogo internacional, para Kantorowicz (2020, p. 337), G-20 procura dar resposta global “for international cooperation in multiple policy areas” e constitui “one of the world’s most important diplomatic mechanisms for international economic governance”. (ver também <https://pt.wikipedia.org/wiki/G20>). [05 de julho de 2020].

A crise financeira de 2007-2008 revelou fortes problemas de solidez no seio dos sistemas financeiros e das economias mundiais, pondo em causa a estabilidade do sistema financeiro e, do sistema bancário em particular, e levando ao despertar de atenções não apenas por parte dos académicos, mas também dos reguladores e supervisores em todo o mundo (Diaconu e Oanea, 2015). Muitos foram os estudos sobre modelos de previsão de falência bancária. Daí a importância da estabilidade, considerada por Čihák *et al.* (2012) uma característica importante do setor financeiro, onde o desempenho dos bancos é visto não apenas pela rentabilidade ou concorrência, mas principalmente em termos de estabilidade e eficiência. Para Diaconu e Oanea (2015), a estabilidade financeira bancária pode ser vista como a capacidade dos bancos de gerir de forma eficiente os seus recursos e de avaliar o risco financeiro das suas atividades por meio de mecanismos próprios. Para Čihák *et al.* (2012, p. 9), devido à importância da estabilidade financeira para a estabilidade macroeconómica, existem na literatura várias contribuições específicas sobre a medição de riscos sistémicos, testes de stress e outras ferramentas úteis para estabilidade financeira. Sendo os bancos intrinsecamente frágeis devido ao seu papel como provedores de liquidez (Allen *et al.*, 2018), a estabilidade financeira de um banco é importante, pois o banco é o principal impulsionador da atividade económica e financeira (Diaconu e Oanea, 2015).

Quanto às medidas de estabilidade é preciso primeiro identificar os riscos que podem afetar a estabilidade dos bancos (Lanine e Vennet, 2006); Čihák *et al.*, 2012); İskenderoğlu e Tomak, 2013). De acordo com İskenderoğlu e Tomak (2013), os riscos identificados pelas variáveis financeiras de controlo bancário existentes na literatura são divididos nos seguintes grupos: capital, ativos, rentabilidade, liquidez e eficiência. De entre esses grupos, Lanine e Vennet (2006) distinguiram três tipos de riscos que os bancos podem enfrentar e no quais precisam de capital suficiente para os excluir: risco de liquidez, risco de *default* e risco de capital. Além disso, várias são as medidas conhecidas que medem o risco financeiro e a estabilidade dos bancos: Value-at-Risk (Holton, 2003), Stress Test (Aragonés *et al.* 2001) e Z-score (Altman, 1968).⁷⁵ Para além do Z-score, Čihák *et al.* (2012) identificaram outras medidas como adequação de capital, risco de

⁷⁵ *Value-at-Risk* (VaR) é uma medida de risco de mercado que indica a probabilidade da perda de valor de um ativo num determinado período (Holton, 2003). *Stress test* pode ser complementar ao VaR na análise de risco (Aragonés *et al.*, 2001). “*Banking stress tests assess how banks can cope with severe economic scenarios. We look at banks’ resilience, making sure they have enough capital to withstand extreme shocks and are able to support the economy.*” (Bank of England). Fonte: <https://www.bankofengland.co.uk/stress-testing> [24 de abril de 2020].

crédito (ou qualidade dos ativos) e rácio de liquidez. No entanto, para İskenderoğlu e Tomak (2013), o Z-score e o risco de crédito (*Non-performing loans*, NPL) são as principais medidas para a estabilidade dos bancos (ver também Kedir *et al.*, 2018). Aos dois indicadores, Delis *et al.* (2012) ainda acrescentam a adequação de capital (também identificado por Čihák *et al.* (2012).

A adequação de capital é uma medida regulatória para a estabilidade dos bancos. Não existe um consenso na literatura quanto às exigências de capitais sobre o nível de risco dos bancos (Calomiris e Litan, 2000; Vanhoose, 2007; Hogan, 2015). Vanhoose (2007) recorreu à literatura sobre a regulação bancária com o intuito de identificar fundamentações teóricas para as exigências de capitais baseadas no risco dos ativos, que constituíam a base para os acordos de Basileia I e II. Hogan (2015), por exemplo, compara a rácio de capital próprio sobre ativos ponderados pelo risco (solvabilidade) com o rácio simples (que não leva em conta o risco, mas apenas o total de ativos). Bandt *et al.* (2018) fazem a mesma comparação, mas usando os termos de capital regulatório com o capital voluntário, ou seja, capital detido pelos bancos independentemente das exigências regulatórias. Mas, Calomiris e Litan (2000) consideraram o rácio de solvabilidade como uma boa medida regulatória para monitorar o risco sistémico. Entretanto, Hogan (2015) concluiu que a medida ponderada pelo risco pode ser útil para prever riscos bancários, mas a medida mais simples (sem ponderação de risco) tem um desempenho ainda melhor para prever esses riscos, sobretudo depois da crise financeira de 2008. De acordo com Bandt *et al.* (2018), há uma visão dominante na literatura empírica em favor de um efeito positivo do capital no desempenho dos bancos. No entanto, essa visão não partilhada por Oduor *et al.* (2017) para os países africanos. Oduor *et al.* (2017, p. 45) analisou uma amostra de 167 bancos de 37 países africanos e descobriram que o aumento da captação de capital aumenta significativamente a instabilidade financeira em África, o que significa que “*higher capital requirements did not make African banks safer*”.

A medida do Z-score identificada por Čihák *et al.* (2012) foi desenvolvida com base no princípio “*Safety First*” empregue por Roy (1952). Conforme Karim *et al.* (2018, p. 170), “*the application of the principle of Safety First means that when having wide range of possibilities including disasters, the gross return should not be less than some quantity, that is the disaster level*” (ver também Roy, 1952). O Z-score indica a distância do banco à insolvência (Čihák *et al.*, 2012), combinando medidas contabilísticas de rentabilidade, alavancagem e volatilidade (Rajhi e Hassairi, 2013; Buch *et al.*,

2016). Čihák *et al.* (2012) define a probabilidade de insolvência como a probabilidade de que as perdas excedam os fundos próprios dos bancos. Z-score é assim, inversamente relacionado à probabilidade de insolvência de um banco, ou seja, a probabilidade que o valor dos ativos seja insuficiente para garantir o reembolso do passivo (Roy, 1952; Bourkhis e Nabi, 2013). Čihák *et al.* (2012), Beck *et al.* (2013) e Buch *et al.* (2016) consideram Z-score como medida útil para analisar a estabilidade financeira dos bancos, pois compara explicitamente buffers (capitalização e rentabilidade) com o potencial de risco (volatilidade dos retornos), ou seja, $z \equiv (k + \mu) / \sigma$, onde k é capital próprio como percentagem dos ativos, μ é rentabilidade como percentagem dos ativos e σ é o desvio-padrão da rentabilidade dos ativos como proxy da volatilidade da rentabilidade. De acordo com Buch, Koetter e Ohls (2016, p. 11) “*Volatility is measured by the variation (in absolute terms) in RoA that cannot be explained by time and bank fixed effects.*” Para Beck *et al.* (2013) e Karim *et al.* (2018, p. 171) “*under the assumption of bank’s return normality, the Z-score can be interpreted as the number of standard deviations below the mean by which profits would have to fall in order to deplete equity.*” Bourkhis e Nabi (2013) também usaram o índice Z-score como indicador da solidez do banco. Um Z-score mais alto corresponde a um menor risco de falência de uma instituição e, portanto, uma maior solidez e estabilidade (Rajhi e Hassairi, 2013, Buch, Koetter e Ohls, 2016).

Para além do Z-score e das outras medidas já identificadas, pode se encontrar na literatura atual novos indicadores para medir a estabilidade bancária, nomeadamente o g-score e o método CAMELS. O g-score é proposto por Ghassan (2017) para medir a estabilidade financeira dos bancos. Segundo Ghassan (2017, P. 2), “*these measures could be affected by the nature of the bank’s activities; for example, the z-score can’t be applied directly to cooperative banks (owned by their customers) or Islamic banks which use specific accounting methods and work with the Profit-Loss Sharing (PLS) model which can expand the bank equity.*” O ativo líquido (como caixa, disponibilidades no Banco Central e títulos) é considerada importante para a estabilidade bancária (Wagner, 2007; Ghassan, 2017). Assim, Ghassan (2017, p.6) sugere a utilização do g-score no âmbito do “*NSFR of Basel III (considering both assets and liabilities)*” como medida mais adequada para analisar o impacto de ativos ilíquidos como investimentos de longo prazo na estabilidade de qualquer tipo de banco”.⁷⁶

⁷⁶ NSFR significa *Net Stable Funding Ratio* (Rácio de Financiamento Estável Líquido). Trata-se de um dos dois padrões de liquidez introduzido pelo Acordo de Basileia III. O outro padrão é Rácio de Cobertura de Liquidez (*Liquidity Coverage Ratio*, LCR).

A outra nova evidência empírica para medir de estabilidade bancária é o método CAMELS proposto por Karim *et al.* (2018). Esse método identifica as seis principais dimensões de um banco, a saber *Capital adequacy, Asset quality, Management efficiency, Earning and profitability, Liquidity and Sensitivity to market risks* (Karim *et al.*, 2018). Este método consiste em primeiro lugar, no cálculo das variáveis CAMELS para todos os n bancos em análise e depois classificá-los de 1 a n , por ordem decrescente, ou seja, a média mais alta é classificada como 1 e a média mais baixa é classificada como n . Os bancos são classificados como desfavoráveis se a sua classificação se fixar abaixo da média geral de estabilidade. Atualmente, o CAMELS tem se tornado num instrumento útil para as autoridades reguladoras na avaliação de desempenho dos bancos (Roman e Şargu 2013) e, sobretudo na avaliação da solidez financeira e vulnerabilidade dos bancos (Klomp e Haan, 2013). Apesar desse método é criticado porque os seus indicadores medem a situação económica e financeira anteriores ou retrospectivas (Karim *et al.*, 2018), o FMI (2000) reconheceu a utilidade desse indicador para avaliar a estabilidade do sistema financeiro. Assim, tanto o FMI como o Banco Mundial recomendam o uso do CAMELS como medida para a solidez financeira do setor bancário (Roman e Şargu 2013). Para Karim *et al.* (2018), a maioria das investigações que utilizam o CAMELS tendem a classificar os bancos (ver, por exemplo, Klomp e Haan, 2013; Roman e Şargu, 2013).

Beck *et al.* (2013) consideram o Z-score como uma medida comum de estabilidade financeira. Para Boyd *et al.* (2006), o Z-score é usado como uma medida aleatória nas análises empíricas. Várias são as abordagens normalmente usadas no cálculo de Z-score. Para Čihák *et al.* (2012, p. 9), o Z-score (ou distância ao *default*) é $(ROA + \text{fundos próprios} / \text{ativos}) / \text{sd}(ROA)$, em que ROA é a rentabilidade média anual dos ativos no final do ano e $\text{sd}(ROA)$ é o desvio-padrão do ROA. Delis *et al.* (2012) calcula o Z-score a partir do cálculo do desvio-padrão de ROA nos últimos 3 anos e combina-os com os valores atuais de ROA e com o rácio de capital próprio sobre os ativos. Esses autores também experimentaram o desvio-padrão do ROA utilizando 4 e 5 anos e verificaram que os resultados são semelhantes. Yeyati e Micco (2007) calculam o Z-score a partir da média do ROA e o desvio-padrão de ROA nos 4 anos anteriores (incluindo o corrente) e os combina com o valor corrente do rácio capital próprio / ativos. Boyd *et al.* (2006) calculam o Z-score utilizando a média de ROA e a média do rácio capital próprio / ativos nos últimos 12 trimestres (3 anos), juntamente com o desvio-padrão de ROA no mesmo horizonte temporal.

Esse método é um dos métodos mais comumente usados em estudos, como um Z-score de três anos em Berger *et al.* (2014). Lepetit e Strobel (2013) calculam o Z-score a partir da média de ROA e o desvio-padrão de ROA no período amostral até o momento, e os combina com o valor corrente do rácio capital próprio / ativos. Hesse e Čihák (2007) calculam o Z-score a partir do desvio-padrão de ROA no período da amostra até ao momento, combinado com os valores correntes do período atual de ROA e o rácio capital próprio / ativos. Laeven e Levine (2009) calculam o Z-score a partir do desvio-padrão de ROA em toda a amostra e os combinam com o valor médio de ROA anual e o rácio capital próprio / ativos no mesmo período.

Para o cálculo de Z-score do setor bancário cabo-verdiano em 2017, o Banco de Cabo Verde seguiu a metodologia usada pelo Banco Mundial (e apresentada por Beck *et al.*, 2000; ver também BCV, 2018): o Z-Score é calculado pela relação entre a soma da rentabilidade do ativo com a solvabilidade a dividir pelo desvio-padrão da rentabilidade do ativo, ou seja, $(ROA + (C)/A)/\sigma ROA$; sendo ROA a rentabilidade do ativo, C os Fundos Próprios e A o Ativo; σROA é o desvio-padrão da rentabilidade do ativo nos últimos cinco anos calculados para os sete bancos.

O Z-score enquanto unidade de medida de risco possui vantagens e desvantagens. De acordo com Buch *et al.* (2016, p. 12), o uso de z-scores tem a vantagem de ser baseado em dados prudenciais de supervisão e, disponível para todos os bancos. Entre as vantagens do Z-score, Čihák *et al.* (2012, p. 15) realçam o fato do uso do Z-score permitir comparar o risco de *default* em diferentes instituições e destaca a sua popularidade. O Z-score tem também várias limitações, bem como vantagens (Cihák, 2007); Čihák *et al.*, 2012; e Beck *et al.*, 2013). Apesar de toda a aplicação prática do Z-score devido à sua facilidade de computação, Cihák (2007) aponta o fato de que a principal desvantagem desse método reside na incapacidade de captar a correlação entre instituições financeiras (relação de contágio). Talvez a limitação mais relevante seja o fato do Z-score seja baseado puramente em dados contabilísticos (Čihák *et al.*, 2012; Demirgüç-Kunt *et al.*, 2006; Buch *et al.*, 2016). Demirgüç-Kunt *et al.* (2006, p. 4), por exemplo, utilizou ratings da Moody como medida de estabilidade bancária, pois considera que “*ratings should be a more accurate measure of bank soundness than indicators built using only balance sheet variables*” como o Z-score. De acordo com o Relatório de Estabilidade Financeira 2017 (BCV, 2018, p. 98), o Banco de Cabo Verde considera

que, apesar da importância, o Z-Score não tem em conta aspetos qualitativos do risco e que afetam a estabilidade financeira dos bancos como a situação financeira dos clientes.

Abordar a estabilidade dos bancos, inevitavelmente há que se debater a questão da falência. A este propósito, Beaver (1966) e Altman (1968) foram os pioneiros nesse tipo de análise dedicada à previsão de falências, inicialmente aplicada às empresas não financeiras e depois estendida aos bancos. A pesquisa seminal de Beaver (1966) tinha como objetivo principal investigar a capacidade preditiva dos rácios financeiros. Altman (1968) criticou o modelo de Beaver (1966) por ser univariado e utilizou um método estatístico mais sofisticado - análise discriminante múltipla (*multiple discriminant analysis*, MDA) - que permitiu superar a fraqueza do modelo de Beaver (1966). Os objetivos da investigação tanto de Beaver (1966) como de Altman (1968) eram avaliar a qualidade dos tradicionais rácios económicos e financeiros como técnica analítica para a análise de previsão de falências. Beaver (1966) concluiu que nem todos os rácios previram com o mesmo grau de sucesso para empresas falidas e não falidas. No modelo de Altman (1968), os resultados permitiram classificar corretamente 94% das empresas da amostra, sendo ainda que os rácios podiam ser utilizados para prever a falência das empresas até dois anos antes.

Diversos artigos investigam o impacto da crise financeira no setor bancário em termos de analisar a significância de diferentes rácios financeiros para a instabilidade e falência dos bancos, como Demirgüç-Kunt e Detragiache (1998), Lanine e Vennet (2006), Gungel (2008) e Diaconu e Oanea (2014).

Entre os estudos que investigaram o setor bancário de um país realça-se os de Lanine e Vennet (2006), Gungel (2008) e Diaconu e Oanea (2014). Lanine e Vennet (2006) estudaram os determinantes da previsão de *default* no setor bancário russo, considerando a crise financeira na Rússia em 1998 e aplicando *Early Warning System (EWS)* com base em regressão logística. A amostra foi constituída por 120 bancos (sendo 20 bancos com *default*) para o período de 1991 a 2004. Os autores não incluíram variáveis macroeconómicas no modelo porque acreditavam que todos os bancos russos enfrentavam as mesmas condições macroeconómicas e o objetivo do estudo era estabelecer relações entre a estabilidade (ou instabilidade) do banco e os seus rácios financeiros. Para investigar os determinantes da fragilidade bancária no Norte de Chipre, Gungel (2008)

conduziu um estudo com o objetivo de analisar a relação entre a probabilidade de *default* bancária e um conjunto de indicadores específicos bancários e macroeconómico. A uma amostra de 23 bancos comerciais para o período entre 1984 e 2002 (constituído em painel) foi aplicado o modelo de logit multivariado. Diaconu e Oanea (2014) buscaram identificar os principais determinantes da estabilidade dos bancos na Roménia e se existem diferenças para bancos comerciais e bancos cooperativos (tendo em conta as características específicas desses bancos). Lanine e Vennet (2006) e Gonsel (2008) alcançaram os mesmos resultados: a liquidez, a qualidade dos ativos e a adequação do capital são determinantes para a previsão de falências bancárias. Além disso, Gonsel (2008) encontrou evidências de que o *default* bancário pode estar ligado a alguns indicadores específicos como baixa rentabilidade e reduzida dimensão dos ativos e, a fatores macroeconómicos como redução do crescimento real do PIB, aumento da inflação e aumento das taxas de juros reais. Os resultados de Diaconu e Oanea (2014) permitiram concluir que os modelos testados foram ajustados apenas para bancos cooperativos, enquanto para bancos comerciais não foram identificados fatores significativos entre as variáveis selecionadas. Assim, a estabilidade financeira dos bancos cooperativos é influenciada principalmente por dois fatores como o crescimento do PIB e a taxa de oferta interbancária.

Complementarmente, se dá ênfase a alguns estudos que investigaram o sistema bancário de vários países analisando o impacto de variáveis específicas bancárias e macroeconómicas na estabilidade dos bancos (Demirgüç-Kunt e Detragiache, 1998; Hesse e Čihák, 2007; Kassem *et al.*, 2014; Kedir *et al.*, 2018; Ghenimi *et al.*, 2017; e Xu *et al.*, 2019).

Kedir *et al.* (2018) usaram o empréstimo em incumprimentos (*Non-performing Loans*, NPLs) como medida para a fragilidade dos bancos. Para tal, usaram um estimador dinâmico de painel, Método dos Momentos Generalizados (GMM) para investigar uma amostra de 433 bancos de 46 países africanos no período 1997-2012. Os resultados mostraram que níveis mais elevados NPLs no ano $n-1$ é determinante significativa e positiva para os níveis de NPLs no ano n . Ainda o crescimento económico aumenta a fragilidade do banco. Pelo contrário, tem efeitos negativos na fragilidade do banco o total de ativos, o crescimento do empréstimo e o rácio capitais próprios/ativos.

Imbierowicz e Rauch (2014) e Ghenimi *et al.* (2017) utilizaram o risco de crédito e o risco de liquidez como medidas de estabilidade bancária. Imbierowicz e Rauch (2014) utilizaram uma amostra de praticamente todos os bancos comerciais dos EUA durante o período de 1998 a 2010 para analisar a relação entre o risco de crédito e o risco de liquidez e como esse relacionamento influenciava as probabilidades de *default* (PD) dos bancos. Ghenimi *et al.* (2017) investigaram as principais fontes de fragilidade bancária para uma amostra de 49 bancos no período de 2006 a 2013 para os países do Médio Oriente e Norte da África. Imbierowicz e Rauch (2014) e Ghenimi *et al.* (2017) chegaram aos mesmos resultados: o risco de crédito e o risco de liquidez não possuem uma relação contemporânea ou desfasada significativa, mas cada indicador de risco tem um impacto significativo na estabilidade bancária, assim como os efeitos da interação entre os dois.

Hesse e Čihák (2007) e Kassem *et al.* (2014) utilizaram o Z-score como medida para a estabilidade bancária. Nos países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), Hesse e Čihák (2007) consideram os bancos cooperativos como uma parte importante e crescente de muitos sistemas financeiros.⁷⁷ Os bancos cooperativos são bancos controlados por cooperativas de crédito. Os autores analisaram o papel desses bancos na estabilidade financeira. Kassem *et al.* (2014) estudaram a estabilidade bancária nos países do Médio Oriente e Norte da África para um setor bancário de 12 países no período 2005-201. As evidências da investigação de Hesse e Čihák (2007) permitiram concluir que os bancos cooperativos são mais estáveis que os bancos comerciais e que uma presença crescente de bancos cooperativos parecia afetar negativamente os bancos comerciais mais fracos. Os resultados de Kassem *et al.* (2014) mostram que a probabilidade de *default* diminui com maior capital bancário e com subidas nas taxas de inflação, enquanto aumenta com maior liquidez, risco de crédito e rentabilidade.

Outros estudos utilizam uma variável *dummy* como variável resposta para a determinar a estabilidade dos bancos. Por exemplo, Demirgüç-Kunt e Detragiache (1998) estimaram os determinantes da probabilidade de *default* numa especificação de logit multivariada. A amostra se refere a dados anuais para o período de 1980 a 1994 para 65 países, sendo os dados obtidos da base de dados do Fundo Monetário Internacional. A variável dependente utilizada é uma variável *dummy*

⁷⁷ OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Económico).

da crise que assume o valor de 1 em caso de crise e o valor de 0 no caso contrário. Os resultados mostraram que um fraco ambiente macroeconómico não é apenas o fator que afeta o setor bancário, mas as características estruturais do setor bancário também afetam os bancos. Os autores concluem ainda que a inflação e a taxa de juro real foram altamente significativas e que um baixo PIB aumenta a probabilidade da crise bancária.

Em termos sumários, a probabilidade de um banco entrar em *default* é maior para bancos não rentáveis, sem liquidez e não capitalizados (Lanine e Vennet, 2006). Neste sentido, Xu *et al.* (2019) e Ghenimi *et al.* (2017) analisaram como a rentabilidade e a liquidez do banco, respetivamente, afetam a sua estabilidade financeira. Os autores aplicaram uma análise de regressão à um painel de dados constituído por 431 bancos de capital aberto (dos EUA, dos países desenvolvidos da Europa e da *Global Systemically Important Banks* - GSIBs) de 2004 a 2017.⁷⁸ Os resultados evidenciaram uma associação negativa entre a rentabilidade do ativo e a estabilidade dos bancos. Ghenimi *et al.* (2017, p. 246) consideram “*Liquidity and credit risks are the two most important factors for banking survival*”. Para além disso, Diaconu e Oanea (2015) consideram que a literatura económica distingue duas categorias de fatores que influenciam a estabilidade de um banco: fatores específicos que são influenciados principalmente pela gestão do banco (como, por exemplo, rácios financeiros que representam a estrutura e a qualidade do ativo, adequação do capital, tamanho, eficiência e estrutura acionista) e fatores externos, específicos do setor e macroeconómicos (como, por exemplo, taxa de imposto, crescimento do PIB, taxa de inflação, taxa de juros e capitalização bolsista).

6.2.2 A relação entre a dívida pública e a estabilidade bancária

Cooper e Nikolov (2018) reforçam a ideia do Fundo Monetário Internacional da existência de um ciclo vicioso entre os bancos e o Estado, no qual ambos podem sair prejudicados (ver também Dell’Ariccia *et al.*, 2018). O Fundo Monetário Internacional alerta para a necessidade de se

⁷⁸ Bancos globais sistemicamente importantes (G-SIBs) são os grandes bancos considerados por várias autoridades como instituições financeiras sistemicamente importantes, dado as suas dimensões e grau de influência que eles exercem nos mercados financeiros globais e domésticos. Anualmente é publicado uma lista de G-SIBs pela *Financial Stability Board* (FSB) seguindo a metodologia da *Bank for International Settlements* (BIS) desde 2011 (Cabrera *et al.*, 2018, p. 7). Fonte: *Financial Stability Board*. <https://www.fsb.org/2019/11/2019-list-of-global-systemically-important-banks-g-sibs/> [05 de maio de 2020].

quebrar esse ciclo vicioso em que tanto os bancos têm prejudicado o Estado como o Estado tem prejudicado os bancos.⁷⁹ A ideia de ter bancos fortes, bem capitalizados (bom nível de adequação de capital) é para impedir que os mesmos venham a prejudicar o Estado por meio de mais dívidas ou custos aos contribuintes por via de mais resgates, evitando assim riscos de contágios do sistema financeiro (Cooper e Nikolov, 2018). Geralmente as crises bancárias precedem ou acompanham as crises de dívida soberana (Reinhart e Rogoff, 2011). Restaurar a confiança, também, na dívida soberana ajuda os bancos, que são importantes detentores dessa dívida e eventualmente de garantias do Estado (Cooper e Nikolov, 2018). Dell’Ariccia *et al.* (2018) defendem que os bancos mantêm títulos do tesouro como uma característica natural do sistema financeiro, sendo ativos com muita liquidez e que podem ser usados para estabilizar o mercado.

Um artigo do Bank for International Settlement (BIS, 2011) e, mais tarde Dell’Ariccia *et al.* (2018) e Podstawski e Velinov (2018), identificaram três canais relevantes pelos quais os bancos e soberano estão ligados financeiramente e, através dos quais um *default* do soberano pode ter um impacto sobre o sistema bancário: (1) canal de exposição soberana, em que os bancos compram dívidas do governo e as exposições na dívida soberana têm um impacto negativo nos ativos dos bancos, no caso de o soberano ter problemas; (2) canal das garantias do governo, em que um maior risco soberano reduz o valor das garantias dos títulos públicos que podem ser usadas para financiamento; e (3) canal macroeconómico, em que tanto os bancos como o governo afetam e são afetados pela atividade económica.

Várias são as evidências teóricas e empíricas da exposição dos bancos à dívida soberana. Como se pode constatar, os bancos e o Estado estão interligados e, essa relação pode aumentar as vulnerabilidades de ambos os lados (Dell’Ariccia *et al.*, 2018). Cooper e Nikolov (2018) estudaram essa interação, denominada "*diabolic loop*", e que é motivada pela escolha do governo em resgatar os bancos, os quais consideram ser um incentivo para que os bancos mantenham a dívida do governo. Existem muitas evidências dessas interações. A título de exemplo, Cooper e Nikolov (2018) citam o caso grego em que, após o *default* da dívida soberana em 2011, os quatro maiores bancos gregos sofreram perdas de mais de 28 bilhões de euros (que representaram cerca

⁷⁹ <https://www.imf.org/en/News/Articles/2015/09/28/04/53/sp012312> [03 de Agosto de 2020].

de 13% do PIB). Isso foi o suficiente para acabar com os fundos próprios dos bancos e torná-los insolventes perante o *default* do Estado cuja dívida eles estavam detendo. Outro exemplo apontado por Cooper e Nikolov (2018) é o resgate de bancos irlandeses. Em 2010, o governo irlandês apresentou um déficit orçamental sem precedentes, atingindo 32% do PIB, ao tentar resgatar o seu sistema bancário. Com as perdas dos bancos nacionalizados, a Irlanda teve de recorrer ao apoio financeiro do FMI e da UE. Assim, um país que antes possuía um dos níveis mais baixos de dívida em relação ao PIB na Europa viu a sua dívida pública aumentar devido ao processo de resgate do seu sistema bancário insolvente (Cooper e Nikolov, 2018). Outro exemplo a apontar é o caso búlgaro. De acordo com Todorov (2015), em 2014 o setor bancário na Bulgária enfrentou um grande desafio após um dos principais bancos comerciais falir e prejudicar a confiança em relação aos outros bancos. O público começou a retirar os seus depósitos, mas o governo interveio de imediato e a confiança foi restaurada, evitando uma crise bancária. Todorov (2015) destacou o impacto que esta situação do setor bancário teve na dívida pública da Bulgária e, naturalmente, a intervenção do governo teve o seu custo fiscal (Demirgüç-Kunt *et al.*, 2006). Para Acharya *et al.* (2011) o resgate do setor financeiro está intimamente ligado ao risco soberano. Apesar da dívida pública da Bulgária aumentar durante esse período, os resultados da análise de Todorov (2015) revelaram que esse aumento não foi tão significativo e que nem todo o aumento da dívida foi devido à situação que aconteceu no setor bancário.

De acordo com Magnus e Ciucci (2017), as operações de resgate aos bancos na zona do euro levaram aos aumentos significativos na dívida pública em alguns Estados-Membros, enquanto alguns bancos tornaram-se mesmo vulneráveis a descidas de *rating* soberano devido as suas exposições aos títulos soberanos. Esta vulnerabilidade já tinha sido alerta por Kumhof e Tanner (2005), pois consideram que a exposição à dívida pública tornar os bancos reféns da política do governo relativo à gestão da dívida pública e valida o pessimismo inicial a volta da “*diabolic loop*”. De acordo com um relatório do Bank for International Settlement (BIS, 2011, p. 20), “*In advanced economies, banks often have sizeable exposures to the home sovereign, and generally have a strong home bias in their sovereign portfolios (...). Holdings of domestic government bonds as a percentage of bank capital tend to be larger in countries with high public debt.*”

Relativamente ao canal das garantias, os bancos recebem garantias do Estado. As garantias do Estado aos bancos têm sido uma prática em todo o mundo e assumem diferentes formas, como seguro de depósito, aval para créditos por desembolso ou garantias implícitas de um resgate ao banco (Allen *et al.*, 2018). Qualquer *default* do soberano irá afetar o valor das garantias implícitas ou explícitas oferecidas pelos governos aos seus sistemas bancários (Cooper e Nikolov, 2018).

A crise financeira de 2007-2008 despertou interesse sobre o papel das garantias do governo e a sua pertinência (Allen *et al.*, 2018): por um lado, as garantias do governo visam prevenir o pânico no mercado, o que pode levar a estabilidade do sistema financeiro; e, por outro lado, as garantias do governo podem constituir incentivos adversos para os bancos se descuidarem dos riscos a que estão sujeitos, o que pode levar a um aumento na fragilidade.

Allen *et al.* (2018) e Mariathasan *et al.* (2016) analisaram os efeitos das garantias do governo na estabilidade dos bancos. Gropp *et al.* (2014) investigaram o efeito das garantias do governo na assunção de riscos bancários. A crise da zona do euro evidenciou o *default* dos governos e provaram que as garantias nem sempre são viáveis (Allen *et al.*, 2018). Mariathasan *et al.* (2016) analisaram um painel desequilibrado de 781 bancos de 90 países, durante um período de 2001-2013 e mostraram que a expectativa de garantias implícitas do governo leva os bancos a ser mais alavancados, mas menos capitalizados e mais expostos ao risco de liquidez. No entanto, para Allen *et al.* (2018) as garantias do governo melhoraram a estabilidade dos bancos.

Segundo Gropp *et al.* (2014), na sequência de um processo judicial, as garantias do governo para bancos de poupança na Alemanha foram removidas em 2001. Os autores analisaram este fato, comparando um grupo de bancos que possuía essas garantias com um outro grupo (o de controlo) formado por bancos aos quais essas garantias não se aplicavam. Os resultados mostraram que os bancos cuja garantia do governo foi removida reduziram o risco de crédito eliminando os devedores mais arriscados. Além disso, os bancos de poupança se afastaram de instrumentos de dívida mais arriscados e viram aumentar os spreads de rendimento de títulos. Nenhum desses efeitos foi verificado no grupo de controlo. A evidência sugeriu que as garantias do governo poderiam estar associadas ao risco moral.

Relativamente ao canal macroeconómico da ligação entre bancos e soberano, Cooper e Nikolov (2018) defendem que o pessimismo dos mercados sobre um eventual *default* soberano também prejudica os balanços dos bancos, sobretudo aqueles que são grandes detentores da dívida do Estado. É evidente essa correlação entre o risco bancário e o risco do país (Angeloni e Wolff, 2012). Para Cooper e Nikolov (2018), os bancos que mantêm dívidas do seu próprio governo devem deter capitais próprios adequados contra eventuais riscos soberanos, o que lhes permitirá absorver perdas em caso de *default* do governo e/ou especulações do mercado da dívida. Para Laeven e Levine (2009), a forma como cada banco assume os riscos depende da sua estrutura acionista, sendo mais ou menos a favor a exposição à dívida soberana.

Para Cooper e Nikolov (2018), tanto a situação grega como a irlandesa, constituíram evidências macroeconómicas da ligação entre bancos e soberano em que, a solvência bancária é afetada pela turbulência do mercado de títulos soberanos porque o sistema financeiro possui uma grande quantidade de dívida pública. Um pouco por toda a Europa, sobretudo nos países do sul como Espanha, Grécia, Portugal e Itália, a ligação entre os bancos e o Estado não levou a um *default* absoluto do soberano, mas criou instabilidades nos mercados da dívida soberana com efeitos sobre os bancos e sobre o próprio Estado (Cooper e Nikolov, 2018). Para isso muito contribuíram os resgates de bancos como aconteceu na Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha e Itália. Para Cooper e Nikolov (2018), a capacidade do governo de pagar as suas dívidas depende inversamente da taxa de juros reais, na qual é necessária alta taxa de juros para compensar os detentores de títulos pelo alto risco de *default* governo.

O relatório da BIS (2011) refere que a crise financeira e a consequente recessão económica comprometeram as finanças públicas de economias avançadas, aumentando as preocupações com o risco soberano. Várias foram as preocupações levantadas em diversas economias avançadas, principalmente na zona euro onde alguns países viram os seus *ratings* de crédito baixarem e os custos de financiamento a aumentarem no período 2009-2011 (BIS, 2011; Davies, 2011). O risco soberano provocou efeitos adversos nos bancos e nos mercados financeiros (BIS, 2011), reduzindo a estabilidade dos bancos (Davies, 2011).

Existem alguns estudos que analisaram os efeitos dos títulos do tesouro sobre a estabilidade dos bancos. Buch *et al.* (2016) investigaram se a exposição à dívida soberana afeta o risco dos bancos alemães. Foi estimado um modelo de efeitos fixos para um painel de 1,612 bancos para o qual obtiveram dados anuais de contas financeiras de supervisão micro prudencial entre 2005 e 2012. Apenas os bancos que possuem títulos soberanos estão incluídos na amostra. A principal medida de risco bancário é o Z-score. Relativamente às implicações para o risco bancário, os resultados evidenciaram que os títulos do governo de baixo risco diminuiram o risco dos bancos alemães, especialmente para os bancos de poupança e cooperativas. A posse de títulos públicos de alto risco, por sua vez, aumentou o risco dos bancos comerciais durante a crise da dívida soberana. Por exemplo, o Z-score dos bancos comerciais diminuiu em 7.43% no período da crise soberana se a proporção de altas dívidas soberanas em relação ao total de ativos aumentar por um desvio padrão.

Altayligil (2013) investigou a relação entre a dívida pública interna e o desenvolvimento financeiro da economia turca entre 2002 e 2012. Com base numa análise de séries temporais, os resultados mostraram uma relação negativa entre endividamento doméstico e desenvolvimento financeiro. Gennaioli *et al.* (2014) apresentaram um modelo de dívida soberana em que os *defaults* do governo destroem os balanços dos bancos domésticos. Os autores usaram um conjunto de dados em painel sobre países emergentes e desenvolvidos para o período 1980-2005, construídos pela combinação de dados da *IMF's International Financial Statistics (IFS)* e da *World Bank's World Development Indicators (WDI)*. Gennaioli *et al.* (2018) analisaram os efeitos dos títulos do tesouro nos bancos, considerando 20,060 bancos de 191 países e 20 episódios de *defaults* soberanos entre 1998 e 2012. Gennaioli *et al.* (2014) e Gennaioli *et al.* (2018) aplicaram aos dados o modelo *pooled* estimado pelo método da regressão de mínimos quadrados ordinários.

Os resultados de Gennaioli *et al.* (2014) demonstraram que *defaults* do governo devem levar a declínios no crédito privado, e essas quedas devem ser maiores em países onde as instituições financeiras são mais desenvolvidas e os bancos detêm mais títulos do governo. Gennaioli *et al.* (2018) constatou que os bancos detêm muitos títulos do governo (em média, 9% dos ativos) em tempos normais (sobretudo bancos que fazem menos empréstimos e operam em países menos desenvolvidos financeiramente) e, países com maiores créditos em incumprimento, os bancos com exposição média a títulos públicos exibem uma taxa de crescimento de empréstimos menor do

que os bancos sem títulos (7 pontos percentuais abaixo). Altayligil (2013) defendeu uma visão na qual cada país pode ter respostas diferentes contra as mudanças na dívida pública interna devido à sua própria condição económica e financeira específica.

6.3 Apresentação dos modelos e das variáveis

Esta secção identifica as variáveis e especifica os modelos econométricos usados para investigar os efeitos dos títulos de dívida pública sobre os indicadores de estabilidade dos bancos.

6.3.1 Medida da estabilidade bancária: Zscore

Neste estudo, a variável dependente é o índice de Z-score por banco, utilizada como a medida para a solidez e estabilidade bancária, tal como apresentado por Delis *et al.* (2012), Imbierowicz e Rauch (2014) e Buch *et al.* (2016). Seguindo Delis *et al.* (2012), para a medida do Z-score foi calculado o desvio-padrão da rentabilidade dos ativos (ROA) nos últimos 3 anos, e combinando-os com os valores atuais de ROA e com o rácio capital/ativos e, pode ser expresso da seguinte forma:

$$Z\text{-score} = \frac{(CA + ROA)}{\sigma ROA} \quad (6.1)$$

Onde: Z-score representa a estabilidade do banco no ano t; ROA representa o valor atual (ano t) da rentabilidade dos ativos (calculado em percentagem, pela relação entre o resultado líquido e os ativos líquidos); σROA é o desvio-padrão da rentabilidade dos ativos para os últimos 3 anos; CA é o rácio de capital sobre ativos dos bancos (em percentagem) no ano t, sendo que pode ser simples ou regulatório (dependendo dos ativos serem ou não ponderados pelos riscos). Conforme Hesse e Čihák (2007) e Karim *et al.* (2018), sob a suposição de normalidade nas rentabilidades dos bancos, o Z-score pode ser compreendido como o número de desvio-padrão abaixo da média pela qual os resultados teriam de cair para esgotar o património dos bancos. Para Buch *et al.* (2016), “Z-scores measure the extent to which bank equity is sufficient to cover losses”. Assim, “a higher Z-score

corresponds to a lower upper bound of insolvency risk - a higher Z-score therefore implies a lower probability of insolvency risk” (Hesse e Čihák, 2007, p. 7).

A partir dos balanços e demonstrações de resultados dos bancos comerciais em Cabo Verde, construiu-se um Z-score para cada uma das instituições analisadas para o período da amostra, de 2000 a 2017. O indicador de medida da estabilidade bancária (Z-score) foi analisado em duas perspetivas, tal como proposto por Hogan (2015) e Bandt *et al.* (2018): um em que o nível de capital sobre os ativos são ponderados pelo risco (capital regulatório ou Índice de Basileia) e o outro em que o nível de capital sobre os ativos não são ponderados pelos riscos (índice simples de capitalização ou capital voluntário).⁸⁰ O capital é regulatório (rácio de solvabilidade) quando os ativos são ponderados pelos riscos operacionais, riscos de crédito e riscos da taxa de câmbio (Aviso n.º 4/2007, do Banco de Cabo Verde).⁸¹

Para o cálculo do Z-score, considerando que o Índice de Basileia (uma medida de capital sobre os ativos ponderados pelos riscos) só foi instituído em Cabo Verde apenas a partir de 2007 (pelo Aviso n.º 4/2007 do Banco de Cabo Verde), foi recalculado o Índice de Basileia para cada banco e por período da amostra, a iniciar no ano 2000.⁸²

6.3.2 Variáveis explicativas

A principal variável independente de interesse é a *exposição dos bancos aos títulos de dívida pública* (EXPDIV), medida em percentagem dos ativos líquidos em final de cada ano económico, com e sem a inclusão de TCMF. Apesar de ser apenas um banco a possuir os TCMF - o Banco Comercial do Atlântico -, o peso desses títulos no total de ativos dos bancos é significativo (19.3% em 2017).

De acordo com İskenderoğlu e Tomak (2013, p. 757), o modelo empírico para estudar a estabilidade financeira dos bancos é dado pela seguinte função: “*Financial Stability of Banks = f(Bank*

⁸⁰ Conforme Bandt *et al.* (2018, p. 175), “*voluntary capital, i.e. capital held by banks irrespective of their regulatory requirements...*”

⁸¹ De com o Aviso n.º 4/2007, do Banco de Cabo Verde, o valor do rácio de solvabilidade dos bancos comerciais em Cabo Verde não deveria ser inferior a 10% até 2016. Em 2017, este aviso foi atualizado para o mínimo regulamentar de 12% pelo Aviso n.º 1/2017, de 9 de fevereiro.

⁸² O Acordo de Basileia I entrou em vigor em finais de 1994.

Controls, Market Structure, Business Environment).” Na Tabela 6.1 estão listadas as outras variáveis utilizadas no estudo, sendo que as variáveis de controlo bancárias são agrupadas nos seguintes indicadores (conforme İskenderoğlu e Tomak, 2013): capital, ativos, rentabilidade, liquidez e eficiência. As variáveis são acompanhadas das suas respetivas descrições e sinal esperado quanto ao impacto sobre a estabilidade dos bancos. Um sinal negativo indica que um aumento no valor daquela variável reduz o nível de estabilidade do banco, enquanto que um sinal positivo indica o contrário. Os indicadores e as variáveis são descritos conforme abaixo se segue:

Ativos: esse indicador agrupa variáveis relativas à dimensão do ativo, à alocação dos ativos (aplicações em títulos de dívida pública) e à qualidade dos ativos (imparidade de crédito). A *dimensão do banco* (SIZE) é medida pelo logaritmo natural do ativo total líquido, valor no final do ano económico (Hesse e Čihák, 2007; Buch *et al.*, 2016). Tal como Kedir *et al.* (2018), espera-se que o sinal da dimensão do banco seja negativo na fragilidade financeira, porque os bancos de maior dimensão são mais capazes de gerir o risco de crédito e possuem recursos suficientes para lidar com os créditos vencidos. A *imparidade de crédito* (IMPAR) é medida pelo rácio imparidade de crédito em relação ao crédito vencido (Bourkhis e Nabi, 2013). Representa o mau financiamento, ou seja, risco de crédito, pois os bancos aumentam a provisão para perdas de créditos em resposta ao aumento dos créditos malparados (Bourkhis e Nabi, 2013) e, com consequências para perdas no total de ativos e para a instabilidade dos bancos. Quando o risco de crédito aumenta, diminui a estabilidade do banco (Ghenimi *et al.* (2017). Bancos com mais créditos em incumprimento enfrentarão maiores riscos de crédito e, naturalmente terão maiores imparidades de crédito, com consequências na liquidez. E, a falta de liquidez é um fator de instabilidade. Segundo Ghenimi *et al.* (2017), a falência de muitos bancos durante a crise financeira de 2007-2008 foi parcialmente causada pela ocorrência conjunta de problemas de liquidez e riscos de crédito muito elevados (ver também Imbierowicz e Rauch, 2014). O aumento contínuo das imparidades é considerado pelo Banco de Cabo Verde como um dos riscos relacionados com a performance das instituições e que pode afetar negativamente a estabilidade financeira dos bancos no país (BCV, 2018). Daí, espera-se que a imparidade de crédito contribua para a instabilidade bancária. O peso dos títulos de dívida pública nos ativos líquidos de cada banco representa a exposição do banco relativa ao risco soberano (EXPDIV) (Affinito *et al.*, 2016; Buch *et al.*, 2016; Gennaioli *et al.*, 2018). Os valores nominais foram assumidos nos finais de cada ano económico

(Buch *et al.*, 2016). Espera-se que a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública contribua para uma maior estabilidade dos mesmos.

Liquidez: esse indicador agrupa variáveis que procuram controlar a estabilidade pela disponibilidade financeira do banco, independente do risco a que está exposta (İskenderoğlu e Tomak, 2013). Aqui, o indicador de *liquidez* bancária é representado pelo rácio de transformação (LIQ), calculado pelos créditos a clientes divididos pelos depósitos de clientes. O tamanho dos créditos sobre os depósitos fornece uma estimativa aproximada do risco de liquidez associado à transformação dos depósitos. Na medida em que o volume de depósitos está ligado ao volume de ativos rentáveis, qualquer diferença na variabilidade entre créditos e investimentos depende diretamente da estabilidade futura dos depósitos bancários. A liquidez contribui para a estabilidade do banco (İskenderoğlu e Tomak, 2013).

Rentabilidade: esse indicador inclui variáveis que mensuram os resultados da instituição em relação aos recursos empregues como, por exemplo, a *margem financeira* (MARG). A margem financeira resulta da diferença entre os juros cobrados pelos créditos concedidos (calculados através da taxa de juro ativa) e os juros pagos aos aforadores pelos montantes que estes confiam aos bancos (calculados através da taxa de juro passiva). Essa variável é usada como o rácio da margem financeira pelo produto bancário, demonstra o peso da margem financeira no produto bancário. Isto evidencia dois aspetos ou o produto bancário é dependente da margem financeira, ou o produto bancário é dependente da margem complementar (receitas das comissões de serviços e resultados obtidos em operações financeiras). O *risco de crédito* (RCRED) é medido pelo rácio crédito / ativos líquidos. A probabilidade de *default* do banco aumenta com maior risco de crédito (Kassem *et al.*, 2014).

Relativamente aos fatores macroeconómicos, um fraco ambiente macroeconómico afeta a estabilidade dos bancos. A *inflação* (INF) é medida pela sua taxa média anual. O aumento da inflação diminui o crédito e aumenta a procura dos bancos por títulos do tesouro (investimentos menos rentáveis, mas com menos riscos), aumentando assim a estabilidade dos bancos (Kassem *et al.*, 2014). A *taxa de juro real* (JURO) é a taxa de juros de crédito ajustada pela inflação. Alta taxa de juro real está associada a alto risco de *default* do governo (Gunsel, 2008), com efeitos sobre a

estabilidade dos bancos (que possuem dívidas do governo). O *crescimento económico* (PIB) é expresso pela taxa de crescimento real do PIB e é utilizado como variável *proxy* para a atividade económica (Hesse e Čihák, 2007); em caso de desaceleração da atividade económica, isso pode piorar a qualidade da carteira de créditos, aumentando o risco de incumprimento e as imparidades e, gerando perdas de ativos (Bonner, 2014). Pelo contrário, um crescimento económico melhora as condições da economia e situação de solvência dos tomadores, aumentando também as solicitações de empréstimos, com efeitos positivos na estabilidade dos bancos. A *dívida interna* (DIVINT_tcmf), medida em percentagem do PIB, representa a parcela da dívida pública de Cabo Verde detida pelos credores nacionais (sendo a maioria bancos). Altayligil (2013) considera que o aumento da dívida pública interna tem efeito negativo no desenvolvimento financeiro, ou seja, um nível crescente de endividamento interno permite que o setor bancário diminua o crédito ao setor privado que, por sua vez, tem um efeito negativo no crescimento económico. A redução do nível da atividade económica e o agravamento do défice público (que leva ao aumento do endividamento público) são considerados pelo Banco de Cabo Verde como uns dos riscos relacionados com as condições macroeconómicas internas e que pode afetar negativamente a estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde (BCV, 2018). Daí a razão para usar essas variáveis, sobretudo a dívida pública, pois Cabo Verde é um dos países mais endividados do mundo (132.32% do PIB em 2017). Para Gonsel (2008), as crises bancárias são geralmente previstas pela taxa de crescimento real do PIB, taxa de inflação, taxas de juros reais, etc.

Tabela 6.1: Variáveis utilizadas no estudo

Vetor	Indicador	Notação	Variáveis	Medida
Variáveis dependentes				
Estabilidade financeira	Estabilidade bancária	Z-score_p	Estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos	pontos de índice
		Z-score_s	Estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos	pontos de índice
Variáveis independentes				
Controlo bancário	Ativos	SIZE	Dimensão do banco	log
		IMPAR	Imparidade de crédito	%
		EXPDIV	Exposição aos títulos de dívida pública	%
		EXPDIV_TCMF	Exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF	%
	Liquidez	LIQ	Liquidez	%
	Rentabilidade	MARG	Margem financeira	%
	Risco	RCRED	Risco de crédito	%
Ambiente económico	Dinâmica económica	PIB	Crescimento económico	%
		INF	Inflação	%
		JURO	Taxa de juro real	%
	Endividamento público	DIVINT_tcmf	Dívida pública interna	%

As descrições das variáveis e sinais esperados estão resumidas Tabela A6.1 em apêndice.

6.3.3 Especificação dos modelos econométricos

O objetivo principal do estudo é analisar, em que medida, a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública em Cabo Verde afeta os indicadores de estabilidade. Para tal, estimam-se modelos para um painel de dados de 7 bancos comerciais. Assim, seguindo a lógica do modelo teórico proposto por İskenderoğlu e Tomak (2013), este estudo faz uma aproximação ao modelo proposto por Delis *et al.* (2012) (ver também Laeven e Levine, 2009; Imbierowicz e Rauch, 2014; e Ghenimi *et al.*, 2017). As variáveis explicativas, específicas bancárias e macroeconómicas, são incluídas na equação de forma contemporânea:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 M_t + \varepsilon_{it} \quad (6.2)$$

em que $i = 1, \dots, 7$ representa o número de bancos e $t = 1, \dots, 18$ o número de períodos do tempo (anos); Y_{it} se refere a variável dependente; X_{it} e T_{it} são vetores que representam as características específicas bancárias, de controlo e da exposição aos títulos de dívida pública, em t , que podem afetar a estabilidade dos bancos no ano t ; M_t é o vetor que representa as características macroeconómicas no ano t ; α é a constante (interceto); ε_{it} é o termo de erro, representando as diferenças entre o valor atual e valor estimado Y_{it} . A decomposição do termo do erro (ε_{it}) tem a configuração normal.

Seguindo a equação (6.2), pretende-se com o presente estudo estimar vários modelos cujas variáveis dependentes, Y_{it} representa o Z-score, uma variável contínua cujos capitais podem ser ou não ponderados pelos riscos dos ativos. Sendo assim, a variável dependente pode assumir uma das duas formas: Z-score_p - se o capital for ponderado pelos riscos dos ativos (Índice de Basileia); Z-score_s - se o capital for ponderado pelos riscos dos ativos (Índice simples de capitalização).

Também, em termos adicionais e, para fins comparativos, se estima o modelo proposto por Hesse e Čihák (2007) em que se prevê a insolvência bancária com um ano de antecedência. O modelo, representado pela equação (6.3), apresenta as variáveis específicas de controlo bancárias, bem como a variável de exposição dos bancos aos títulos de dívida pública e variáveis macroeconómicas são desfasadas um período. Ao contrário do modelo de Hesse e Čihák (2007), o modelo de Buch *et al.* (2016) não inclui variáveis macroeconómicas. As variáveis específicas bancárias e a variável de exposição dos bancos aos títulos de dívida pública são também desfasadas um período [equação (6.4)]. Poghosyan e Čihák (2009) confirmam que testes ao horizonte temporal mostram que o poder de previsão ideal para as variáveis de um modelo para estimar a estabilidade dos bancos é igual a um ano. Este procedimento é sustentado por Buch *et al.* (2016, p. 11) “*to avoid simultaneous correlation by construction*”. Os modelos são expressos da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it-1} + \beta_2 T_{it-1} + \beta_3 M_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (6.3)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it-1} + \beta_2 T_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (6.4)$$

em que $i=1, \dots, N$ representa o número de bancos e $t=1, \dots, T$ o número de períodos do tempo (anos); Y_{it} se refere a variável dependente pode ser $Z\text{-score}_p$ e $Szcore_s$; X_{it-1} , T_{it-1} e M_{it-1} são vetores que representam as características específicas de controlo bancário, a exposição aos títulos de dívida pública e variáveis macroeconómicas, respetivamente em $t-1$, que podem afetar a estabilidade dos bancos no ano t .

É preciso realçar que, para fins comparativos, usam-se os modelos aplicados por Hesse e Čihák (2007) e Buch *et al.* (2016) - apenas para estimar modelos desfasados com e sem a presença de variáveis macroeconómicas, respetivamente - e, não a metodologia de cálculo de Z-score por eles utilizada. Como se percebe, Hesse e Čihák (2007) usam o período amostral até ao momento para calcular o desvio-padrão do ROA, enquanto Buch *et al.* (2016) usou uma janela rotativa de sete anos. O resto do cálculo é igual ao que se propõe o presente estudo - valores correntes do período atual do ROA e rácio capital próprio / ativo. Ambos aplicaram o método dos mínimos quadrados ordinários, estimando os painéis por estimadores de efeitos fixos.

Em alguns casos, devido à necessidade de corrigir problemas de autocorrelação, foram utilizados desfasamentos da variável dependente em um ou dois períodos para capturar a persistência na estabilidade do banco ao longo do tempo.

Devido à reduzida dimensão da amostra, tal como apontado no capítulo 4, para analisar os efeitos aleatórios de painel é necessário limitar o número de regressores do modelo. Assim, foi adotado o método *Backward* para a seleção e exclusão das variáveis. A outra limitação tem a ver com a perda de graus de liberdade por cada variável adicional ao modelo. Assim, por questão técnica que limita o número de regressores, após várias experiências os modelos apresentados resultaram da combinação de variáveis mais significativas e com maior poder explicativo da variável resposta.

Conforme İskenderoğlu e Tomak (2013), o Z-score aumenta com níveis mais altos de rentabilidade e capitalização e diminui com ganhos instáveis refletidos por um desvio-padrão mais

alto de rentabilidade dos ativos. No entanto, dado que no cálculo do Z-score, enquanto variável dependente, já incorpora indicadores de capital e de rentabilidade, designadamente capital/ativos líquidos (CA) e rentabilidade dos ativos (ROA), essas mesmas variáveis não foram usadas como variáveis explicativas, tal como sugerido por İskenderoğlu e Tomak (2013) e Buch et al. (2016). A ideia de não as considerar é para evitar possíveis problemas de fortes correlações com o Z-score, pois pode estar em causa a endogeneidade no modelo devido à simultaneidade.

6.4 Descrição e análise de dados

A análise da relação entre os títulos de dívida pública e a estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde foi realizada em duas fases: a primeira fase consistiu em analisar a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública em Cabo Verde (peso relativo dos títulos nos ativos dos bancos e a média da sua evolução interna) e fazer uma análise comparativa de Cabo Verde com outros países; a segunda fase consistiu em analisar os efeitos dos títulos de dívida pública na estabilidade do sistema bancário. Esta estimação foi realizada considerando duas perspetivas empíricas de análise dos efeitos dos títulos de dívida pública detidos pelos bancos sobre as suas estabilidades.

6.4.1 Exposição dos bancos aos títulos de dívida pública em Cabo Verde

À semelhança de outros países, existe uma lei em Cabo Verde que obriga os bancos a incluir no seu ativo títulos de dívida pública, cujo valor global, determinado segundo os respetivos preços de aquisição, não poderá ser inferior a 5% do total das suas responsabilidades por depósitos em moeda nacional ou estrangeira. Contudo, parece que o apetite ao risco e a falta de alternativas para aplicar os excedentes de liquidez têm atraído os bancos cada vez mais para limites para além dos 5%.⁸³

Graficamente, conforme a Fig. 6.2, é possível verificar que existem dois momentos na evolução da exposição da carteira de ativos dos bancos em Cabo Verde aos títulos de dívida pública: antes e

⁸³ Aviso n.º 10/98 de 28 de Dezembro do Banco de Cabo Verde, ao abrigo do artigo 37º da Lei n.º 3/V/96 de 1 de Julho.

depois da crise financeira de 2007-2008. De 2000 a 2006, a exposição dos bancos aos títulos da dívida pública (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira) situava a uma média acima dos 25% dos ativos líquidos. Sem considerar os títulos consolidados de mobilização financeira (TCMF), a exposição representava uma média de 15.14%.

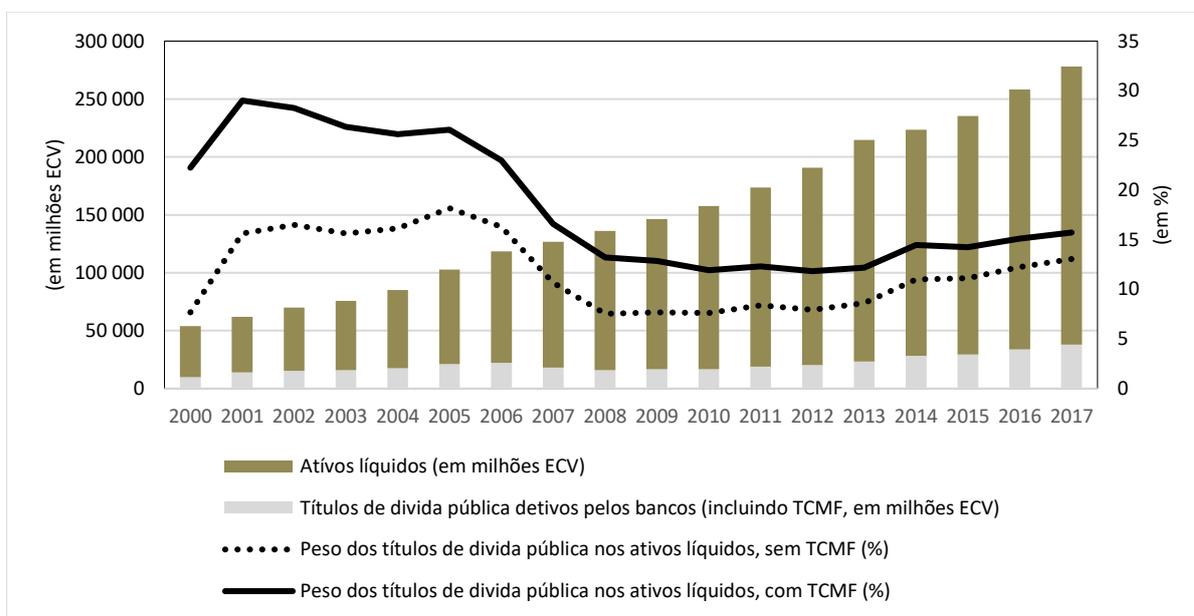


Fig. 6.2: Evolução do peso dos títulos de dívida pública nos ativos líquidos bancários em Cabo Verde (amostra de 2000-2017)

Ainda conforme a Fig. 6.2, após a crise, de 2008 a 2017 o peso dos títulos da dívida pública (incluindo TCMF) nos ativos líquidos bancários fixou-se a uma média de 13.38%. Se não considerar os TCMF, a exposição representava uma média de 9.51%. Em 2001, os títulos de dívida pública atingiram a sua exposição máxima nos ativos líquidos, 29.02%. Em 2017, esse rácio era de 15.72%, uma queda de 13.3 pontos percentuais. Essa diminuição tem a ver com o crescimento exponencial dos ativos líquidos não acompanhado pelas aplicações em títulos de dívida pública por duas razões: primeiro, porque o crédito ao setor privado tem crescido de ano para ano e, segundo porque os bancos deixaram de ser os únicos interessados nos títulos do tesouro com o surgimento de nova base de investidores institucionais, sobretudo após a reabertura da Bolsa de Valores de Cabo Verde em finais de 2005. No entanto, conforme mostra a Tabela 6.2, durante os anos em análise (de 2000 a 2017), os títulos de dívida pública detidos pelos bancos representam em média 11.22% dos ativos líquidos (dados obtidos da amostra para final de cada ano, sem incluir os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira). Esta média é considerada elevada, superior à

média de 9% encontrada por Gennaioli *et al.* (2018) ao analisar a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública em todo o mundo, investigando uma amostra de 20.060 bancos em 191 países. Contudo, é típica de uma pequena economia pouco desenvolvida financeiramente. O mínimo verificado é de 0.78% e o máximo de 48.88%, com um desvio-padrão de 7.98%.⁸⁴ Se incluir os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira, aplicados pelo Banco Comercial do Atlântico (BCA), essa média sobe para 13.25% dos ativos, pois são mais 6.4 mil milhões de ECV.

6.4.2 Análise descritiva das variáveis explicativas

Para além da variável exposição aos títulos de dívida pública (EXPDIV), na Tabela 6.2 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis em estudo. As variáveis dependentes, Z-score_p e Z-score_s representam a estabilidade financeira bancária. Conforme a Fig. 6.3, os bancos que já existiam antes da crise (BCA, CXE, BIA e BCN) tiveram sempre, financeiramente, em situações estáveis ($Z\text{-score}_p > 0$) entre 2000 e 2017, ao contrário de ECO, BAI e IIB. Estes três últimos bancos porque iniciaram as suas atividades após a crise financeira de 2007-2008 (um período de fraco crescimento económico), tiveram dificuldades financeiras. ECO e BAI, inicialmente, nos cinco primeiros anos de atividade estiveram em situação de instabilidade ($Z\text{-score}_p \leq 0$), mas alcançaram e mantiveram a estabilidade nos anos seguintes. Por seu lado, o IIB que já funcionava antes da crise como banco *off-shore*, foi transformado em banco comercial após a crise, pelo que não teve dificuldades na fase inicial. Contudo, viria a demonstrar evidências de insolvência em 2016 e 2017, com o índice Z-score_p negativo. No geral, num total de 93 observações que constituem uma série em painel não balanceado para o período 2000-2017, a média do Z-score_p é de 1.90, sendo que o mínimo e o máximo se verificaram em 2016 nos valores de -1.68 e de 10.02, respetivamente.⁸⁵

⁸⁴ O valor mínimo foi registado pelo Ecobank (ECO) em 2012 e, o valor máximo foi registado pelo Banco Cabo-verdiano de Negócios (BCN) em 2004.

⁸⁵ O valor mínimo foi registado pelo International Investment Bank (IIB) e o valor máximo foi registado pelo Banco Interatlântico (BIA).

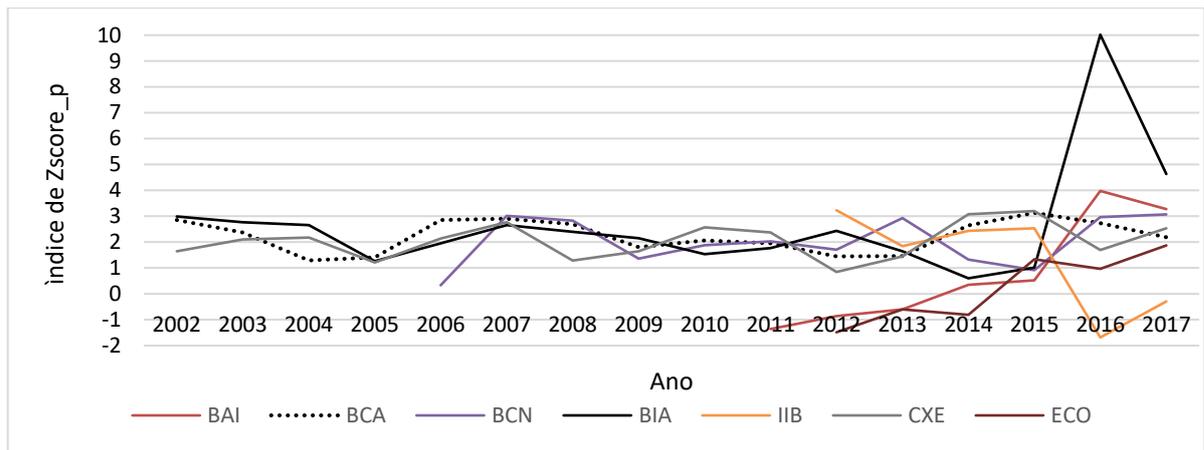


Fig. 6.3: Estabilidade dos bancos da amostra, calculado com base no capital ponderado pelos riscos dos ativos

A análise agregada da estabilidade do sistema bancário nacional demonstra solidez. De acordo com o relatório de estabilidade financeira do Banco de Cabo Verde (BCV, 2018, p. 98), em 2017 “a estabilidade do sistema financeiro nacional medida pelo indicador agregado do nível de probabilidade de falência das instituições - Z-score, à semelhança do ano anterior, evidenciou um aumento de 2.4 para 3 pontos, traduzindo-se na redução da probabilidade de falência das instituições e, conseqüentemente, na melhoria da estabilidade do sistema financeiro”. Essa solidez é confirmada pelos dados do Banco Mundial, que evidencia Cabo Verde com índice de Z-score mais elevado entre a Comunidade dos Países da Língua Oficial Portuguesa (CPLP) em 2017.⁸⁶

A estabilidade bancária calculada pelo capital simples sobre os ativos (Z-score_s) apresenta valores dos seus índices ligeiramente mais baixos que o Z-score_p pois a base de ativos não é ponderada pelos riscos. Assim, a sua média é de 1.64, sendo o mínimo de -2.11 e o máximo de 5.40 registados em 2016 pelo International Investment Bank (IIB) e Banco Interatlântico (BIA), respetivamente. Relativamente às demais variáveis usadas no estudo, a dimensão do banco (SIZE) é medida pelo logaritmo dos ativos líquidos. A média de ativos líquidos é de 9.64 (valor em logaritmo natural), equivalente a 15,350.4 milhões de ECV. A média liquidez (LIQ) medido pelo rácio créditos a clientes sobre depósitos de clientes é de 75.63%. A imparidade de créditos

⁸⁶ Z-score bancário para os países da CPLP (exceto Guiné Equatorial e Timor-Leste, que não dispõem de informações) em 2017: Angola (10.84), Brasil (15.24), Cabo Verde (23.44), Guiné-Bissau (7.08), Moçambique (6.08), Portugal (14.16) e São Tomé e Príncipe (3.16). O Z-score é estimado em $(ROA + \text{capital próprio} / \text{ativos}) / dp(ROA)$; $dp(ROA)$ é o desvio-padrão do ROA. Fonte de dados: Financial Development and Structure Dataset (revista em setembro de 2019). <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/financial-structure-database>.

(IMPAR) representa uma média 62.94% dos créditos vencidos. A margem financeira (MARG) representa uma média de 70.42% do produto bancário. Quanto às variáveis macroeconômicas, crescimento econômico (PIB), a inflação (INF), a taxa de juro real (JURO) e dívida pública interna incluindo títulos consolidados de mobilização financeira (DIVINT_tcmf), apresentam uma média de 4.05%, 1.65%, 10.09% e 33.78%, respetivamente. A dívida pública interna é composta por títulos e empréstimos ao governo central. Geralmente os empréstimos dos bancos ao governo central são para financiar a tesouraria e normalmente são, em média, superiores aos valores absolutos dos bilhetes de tesouros. Por exemplo, entre janeiro de 2013 e dezembro de 2017, a média mensal dos saldos em finais do período dos bilhetes de tesouro nos bancos eram de ECV 1,026.6 milhões enquanto dos empréstimos eram de ECV 1,787.2 milhões.

Tabela 6.2: Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Jarque-Bera	Observações
Z-score_P	1.90	-1.68	10.01	1.55	264.9136***	79
Z-score_S	1.64	-2.11	5.40	1.25	10.8672***	79
SIZE	9.64	6.29	11.40	1.12	7.0363**	93
LIQ	75.63	10.29	92.74	19.25	98.4503***	93
IMPAR	62.94	0.00	217.95	38.33	39.8334***	90
MARG	70.42	17.48	164.69	16.67	448.5510***	93
RCRED	10.07	0.45	28.28	6.20	6.2739**	88
EXPDIV	11.22	0.78	48.88	7.98	90.7106***	93
EXPDIV_TCMF	13.53	0.78	48.88	9.56	18.9127***	93
PIB	4.05	-1.27	9.37	2.89	4.3048	126
INF	1.65	-2.40	6.80	2.42	3.1442	126
JURO	10.09	1.65	21.54	4.80	20.3702***	126
DIVINT_TCMF	33.78	21.90	40.25	5.05	7.3006**	126

Notas: Z-score_p é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; Z-score_s é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativo; SIZE é dimensão do banco; IMPAR é imparidade de crédito; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; LIQ é liquidez; MARG é margem financeira; RCRED é risco de crédito; PIB é crescimento econômico; INF é inflação; JURO é taxa de juro real; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira).

As probabilidades para as estatísticas dos testes de Jarque-Bera: *p<0.10, **p<0.05 e ***p<0.01 conforme o nível de significância for 10%, 5% e 1%, respetivamente.

6.4.3 Teste de raiz unitária de dados em painel

Foi utilizado o teste Fisher-PP para realizar os testes de raiz unitária para cada unidade do painel para estacionários com deslocação em nível, optando pelo critério de Schwarz para seleção automática de *maximum lags*. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 6.3 mostram que as variáveis, estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos (Z-score_p) e estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos (Z-score_s) rejeitaram a hipótese de existência de raiz unitária a 1% de significância. As demais variáveis são todas estacionárias, com níveis diferentes de significância. Assim, os resultados rejeitaram, em níveis usuais de significância estatística, a hipótese nula de existência de raiz unitária para as unidades de painel.

Tabela 6.3: Teste de raiz unitária de painel, com deslocação em nível (teste Fisher-PP para processo individual)

Variáveis	Fisher-PP (Estatística chi2)	Max Lags
Z-score_p	37.3764***	2
Z-score_s	42.4534***	1
SIZE	51.0858***	1
LIQ	21.2779*	1
IMPAR	26.5028**	1
MARG	27.0139**	2
RCRED	23.3004*	0
EXPDIV	22.1566*	0
EXPDIV_TCMF	141.141***	0
PIB	23.9179**	0
INF	48.0373***	0
JURO	79.8735***	0
DIVINT_TCMF	30.3776***	3

Notas: Z-score_p é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; Z-score_s é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativo; SIZE é dimensão do banco; IMPAR é imparidade de crédito; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; LIQ é liquidez; MARG é margem financeira; RCRED é risco de crédito; PIB é crescimento econômico; INF é inflação; JURO é taxa de juro real; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira).

O Fisher-PP representa o teste Phillips-Peron, um teste tipo Fisher que assume um processo individual de raiz unitária para estacionários com deslocação em nível.

As probabilidades para testes Fisher são calculadas usando uma distribuição assintótica de qui-quadrado. Significância: *p<0.10, **p<0.05 e ***p<0.01 indicam que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

6.4.4 Análise de correlação entre as variáveis

A Tabela A6.2 em apêndice apresenta-se a matriz de correlações entre as variáveis utilizadas no estudo. As variáveis dependentes, $Z\text{-score}_p$ e $Z\text{-score}_s$ possuem correlações significativas com dimensão do banco ($SIZE$), liquidez (LIQ) e crescimento económico (PIB). Ainda a estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos ($Z\text{-score}_s$) possui correlação significativa e positiva com imparidade de crédito ($IMPAR$) e exposição aos títulos de dívida pública incluindo títulos consolidados de mobilização financeira ($EXPDIV_TCMF$). Com esta última, o valor da correlação é de $r=0.2034$ ($p<0.10$). Apesar de ser fraca a correlação, fica evidente que quando aumenta $EXPDIV_TCMF$, aumenta a estabilidade do banco calculada de forma simples (sem ponderação pelo risco). Portanto, a estabilidade calculada pelo Acordo de Basileia ($Z\text{-score}_p$) não possui correlação significativa com $EXPDIV$ e/ou $EXPDIV_TCMF$. Os valores mais altos da correlação de variáveis dependentes com variáveis explicativas são moderados, nos valores de $r=0.3963$ ($p<0.01$) verificada entre $Z\text{-score}_s$ e dimensão do banco ($SIZE$) e de $r=0.3809$ ($p<0.01$) verificada entre $Z\text{-score}_s$ e liquidez (LIQ).

Entre as variáveis explicativas, ressaltam-se as relações das exposições aos títulos de dívida pública com e sem TCMF como as outras variáveis explicativas. Para além da imparidade de crédito ($IMPAR$), a $EXPDIV$ apenas possui correlações significativas com as variáveis macroeconómicas, crescimento económico (PIB) e dívida pública interna incluindo TCMF ($DIVINT_tcmf$). Todas as correlações são positivas. Pelo contrário, $EXPDIV_TCMF$ apenas não possui correlações significativas com $Z\text{-score}_p$ e LIQ . Também $EXPDIV$ não possui correlações significativas com estas variáveis. Igualmente, as correlações significativas são todas positivas. Relembrando que $EXPDIV$ e $EXPDIV_TCMF$ não são utilizados em simultâneo e que, as correlações não excedem os 0.8, sugerindo que não há evidências de multicolinearidade (Studenmund, 2005).

6.5 Estimação dos modelos e análise de resultados

Nesta secção são apresentados os principais resultados da estimação dos efeitos dos títulos de dívida pública nos indicadores de estabilidade dos bancos em Cabo Verde. Para fins comparativos foram estimados três diferentes modelos, pondo ênfase nas variáveis explicativas: (i) modelos de variáveis

contemporâneas, em que todas as variáveis explicativas (específicas bancárias e macroeconómicas) estão na sua forma contemporânea; (ii) modelos de variáveis desfasadas de Hesse e Čihák (2007), em que as variáveis explicativas (específicas bancárias e macroeconómicas) são desfasadas um período; e, (iii) modelos de variáveis desfasadas de Buch *et al.* (2016), em que as variáveis explicativas (específicas bancárias, portanto excluindo as macroeconómicas) são desfasadas um período.

6.5.1 Resultados de estimação

A Tabela 6.4 apresenta os resultados das estimações dos modelos de variáveis contemporâneas, sendo que os resultados dos testes de diagnósticos são reportados em conjunto na Tabela 6.6 e Tabelas A6.4 e A6.6 em apêndices a fim de certificar a robustez dos modelos selecionados. Analisando os modelos estimados, a maioria dos regressores são significativos (3 em 5 na maioria dos modelos), a destacar os comuns aos 4 modelos para $Z\text{-score}_p$ e $Z\text{-score}_s$: a dimensão do banco ($SIZE$) e a margem financeira ($MARG$), significativos a 1%. As outras variáveis, significativas à 10% de significância, são dívida pública interna que inclui títulos consolidados de mobilização financeira ($DIVINT_TCMF$) para os modelos (1) e (2) do $Z\text{-score}_p$ e, o crescimento económico (PIB) para os modelos (3) e (4) do $Z\text{-score}_s$. Algumas variáveis que a literatura habitualmente identifica como relevantes como, por exemplo risco de crédito, juro e inflação, não puderam ser utilizadas por não serem significativas. As estimações foram realizadas com efeitos fixos, os quais assumem que os parâmetros α e β não são comuns entre os bancos.

Os resultados mostram que a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública, sem e com a inclusão de títulos consolidados de mobilização financeira ($EXPDIV$ e $EXPDIV_TCMF$, respetivamente), não é significativa para os modelos estimados de variáveis contemporâneas. No entanto, a exposição aos títulos de dívida pública apresenta um sinal negativo nos modelos (1) e (2) cuja variável dependente é calculada ponderando o capital pelos riscos dos ativos ($Z\text{-score}_p$) e sinal positivo nos modelos (3) e (4) cuja variável dependente é calculada por capital simples sobre os ativos ($Z\text{-score}_s$). Nos modelos em que a estabilidade é calculada ponderando o capital pelos riscos dos ativos ($Z\text{-score}_p$), $EXPDIV/EXPDIV_TCMF$ tem sinais negativos na estabilidade bancária em Cabo Verde.

Conforme a Tabela 6.4, para todos os modelos estimados, o resultado do teste da estatística F evidencia um $p\text{-value} < 0.01$, o que mostra que se pode rejeitar a hipótese nula a 1% de significância de que as variáveis independentes não explicam as variáveis dependentes. Assim, pode-se concluir que os modelos em causa são úteis para estimar os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública na estabilidade bancária. O R^2 ajustado é igual a 0.3691 para o modelo (1), 0.3625 para o modelo (2), 0.4413 para o modelo (3) e 0.4397 para o modelo (4).

Tabela 6.4: Resultados de estimação dos modelos de variáveis contemporâneas

Variável dependente	Modelos de efeitos fixos			
	Z-score_p		Z-score_s	
	Não	Sim	Não	Sim
Exposição aos títulos inclui tcmf	(1)	(2)	(3)	(4)
Fatores específicos do banco (interno)				
C	-13.58836***	-13.59741***	-8.756226***	-8.826961***
SIZE	1.576173***	1.573556***	1.146496***	1.150502***
IMPAR		-0.002395		
MARG	-0.037863***	-0.038033***	-0.031871***	-0.032194***
EXPDIV/EXPDIV_TCMF	-0.001321	-0.004319	0.013771	0.006220
Fatores macroeconómicos				
PIB	0.091181	0.099997	0.087976*	0.089333*
DIVINT_TCMF	0.069084*	0.075377*	0.027019	0.030442
R²:	0.4581	0.4606	0.5201	0.5187
R² ajustado:	0.3691	0.3625	0.4413	0.4397
Estatística F (Prob.):	5.1483 (0.0000)	4.6964 (0.0000)	6.6012 (0.0000)	6.5651 (0.0000)
Nº observações:	79	79	79	79

Notas: Z-score_p é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; Z-score_s é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativo; SIZE é dimensão do banco; IMPAR é imparidade de crédito; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; LIQ é liquidez; MARG é margem financeira; PIB é crescimento económico; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de Mobilização financeira). Tcmf representa Títulos Consolidados de Mobilização Financeira. Nível de significância estatística: *** Coeficiente significante a 1%; ** Coeficiente significante a 5%; * Coeficiente significante a 10%.

Ao contrário dos modelos apresentados na Tabela 6.4 cujas variáveis explicativas são todas contemporâneas (específicas bancárias e macroeconómicas), para fins comparativos realizaram-se várias estimações de modelos com variáveis explicativas desfasadas um período (Tabela 6.5),

seguindo dois modelos teóricos: o modelo de Hesse e Čihák (2007) e o modelo de Buch *et al.* (2016). Ambos os modelos não contemplam variáveis contemporâneas, apenas variáveis desfasadas. A diferença entre os dois modelos reside no facto do modelo de variáveis desfasadas de Buch *et al.* (2016) não incluir variáveis macroeconómicas (apenas variáveis específicas bancárias) e, o modelo de variáveis desfasadas de Hesse e Čihák (2007) inclui tanto variáveis específicas bancárias como variáveis macroeconómicas.

A Tabela 6.5 apresenta os resultados da estimativa dos modelos de variáveis desfasadas de Hesse e Čihák (2007) e de Buch *et al.* (2016). Como se pode verificar, nos modelos de variáveis contemporâneas a maioria dos regressores são significativos (3 em 5), enquanto nos modelos de variáveis desfasadas apenas 2 variáveis em cada modelo são significativas, com exceção dos modelos (3) e (4) nos modelos propostos por Buch *et al.* (2016).⁸⁷ A dimensão do banco (SIZE) é significativa a 1% para todos os modelos, tanto na sua forma contemporânea como desfasada. Assim fica comprovado que SIZE é determinante para a estabilidade bancária em Cabo Verde. Fica também evidente que a margem financeira em relação ao produto bancário (MARG) é significativa apenas para os modelos de variáveis contemporâneas. As variáveis macroeconómicas, PIB e DIVINT_TCMF, não são significativos nos modelos de variáveis desfasadas.

Analisando os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública sem e com a inclusão de títulos consolidados de mobilização financeira (EXPDIV e EXPDIV_TCMF, respetivamente) na estabilidade bancária, ela não é significativa para nenhum dos modelos propostos, exceto para os modelos (3) e (4) de Buch *et al.* (2016) (Tabela 6.5).

De acordo com a Tabela 6.5, para todos os modelos estimados os resultados dos testes da estatística F evidenciam um *p-value* <0.01, o que se pode concluir que, com 99% de confiança, os modelos estimados são úteis para explicar os efeitos da exposição aos títulos de dívida pública sobre os indicadores de estabilidade financeira dos bancos.

⁸⁷ Sendo o total de 6 regressores nos modelos propostos por Hesse e Čihák (2007) e 4 regressores nos modelos proposto por Buch *et al.* (2016).

Em termos comparativos, os modelos de variáveis contemporâneas têm maior poder explicativo que os modelos de variáveis desfasadas (R^2 mais elevado). Assim, conseguem melhor explicar a estabilidade bancária. Ainda os resultados são semelhantes para todos os modelos: modelos Z-score_s têm maior poder de explicação do que modelos Z-score_p; e, quando a exposição aos títulos de dívida pública não inclui TCMF, o poder de explicação do modelo é maior que quando inclui os TCMF.

Tabela 6.5: Resultados de estimação dos modelos selecionados

Variável dependente	Modelo de variáveis contemporâneas				Modelo proposto por Hesse e Čihák (2007)				Modelo proposto por Buch <i>et al.</i> (2016)			
	Z-score_p		Z-score_s		Z-score_p		Z-score_s		Z-score_p		Z-score_s	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Exposição aos títulos inclui tcmf	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Fatores específicos do banco (interno)												
C	-13.58836***	-13.59741***	-8.756226***	-8.826961***	-10.20805***	-10.40436***	-7.399047***	-7.616285***	-8.499047***	-8.753800***	-5.959481***	-6.208839***
SIZE	1.576173***	1.573556***	1.146496***	1.150502***								
SIZE(-1)					1.155554***	1.160867***	0.875382***	0.881726***	1.102746***	1.115142***	0.746780***	0.758593***
LIQ												
LIQ(-1)											0.004390	0.004410
IMPAR		-0.002395										
IMPAR(-1)					-0.000818	-0.000333	0.003025	0.003485	0.001082	0.001766	0.004420	0.004936
MARG	-0.037863***	-0.038033***	-0.031871***	-0.032194***								
MARG(-1)					-0.013905	-0.013133	-0.010105	-0.009210	-0.013835	-0.012773	-0.011022	-0.009999
EXPDIV/EXPDIV_TCMF	-0.001321	-0.004319	0.013771	0.006220								
EXPDIV/EXPDIV_TCMF(-1)					0.037723	0.031505	0.038408	0.033032	0.049908	0.042092	0.042098*	0.036597*
Fatores macroeconômicos												
PIB	0.091181	0.099997	0.087976*	0.089333*								
PIB(-1)					0.042489	0.041278	0.055534	0.054053				
DIVINT_TCMF	0.069084*	0.075377*	0.027019	0.030442								
DIVINT_TCMF(-1)					0.039351	0.041012	0.012143	0.013565				
R²:	0.4581	0.4606	0.5201	0.5187	0.3787	0.3774	0.4846	0.4837	0.3614	0.3592	0.4722	0.4714
R² ajustado:	0.3691	0.3625	0.4413	0.4397	0.2640	0.2625	0.3895	0.3884	0.2661	0.2636	0.3843	0.3833
Estatística F (Prob):	5.1483 (0.0000)	4.6964 (0.0000)	6.6012 (0.0000)	6.5651 (0.0000)	3.3021 (0.0009)	3.2841 (0.0010)	5.0937 (0.0000)	5.0745 (0.0000)	3.7922 (0.0004)	3.7561 (0.0005)	5.3689 (0.0000)	5.3499 (0.0000)
Modelo adequado de efeitos:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos
N° observações:	79	79	79	79	78	78	78	78	78	78	78	78

Notas: Z-score_p é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; Z-score_s é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativo; SIZE é dimensão do banco; LIQ é liquidez; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; PIB é crescimento econômico; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira). *** Coeficiente significante a 1%; ** Coeficiente significante a 5%; * Coeficiente significante a 10%.

6.5.2 Resultados dos testes de diagnóstico

Nesta secção apresentam-se os resultados dos testes de diagnósticos aos modelos estimados. Primeiramente, mostram-se os resultados para os modelos de variáveis contemporâneas para de seguida, apresentar os resultados para os modelos de variáveis desfasadas.

Nos modelos de dados em painel é necessário identificar o modelo adequado às características dos dados em análise. Para os modelos de variáveis contemporâneas, os resultados do teste de Chow mostram as estatísticas do teste F (Tabela 6.6): para modelos de variável dependente $Z\text{-score}_p$ é igual a 4.7991 e 4.2796 para os modelos (1) e (2) respetivamente; e, para os modelos de variável dependente $Z\text{-score}_s$ é igual a 5.5797 e 5.2306 para os modelos (3) e (4) respetivamente. Todos os resultados dos testes têm um $p\text{-value}$ menor que 0.05, pelo que a hipótese nula de homogeneidade nos coeficientes de intersecção e de declive é rejeitada. Logo, os efeitos entre os bancos são significativos e relevantes na explicação do modelo, pelo que o modelo de efeitos fixos é o mais adequado para analisar os dados. Complementarmente, foi realizado o teste de Hausman cujos resultados são os seguintes: para os modelos (1) e (2) da variável dependente $Z\text{-score}_p$, as estatísticas são $X^2_{(5)}=12.0037$ e $X^2_{(6)}=25.6775$ respetivamente; e, para os modelos (3) e (4) da variável dependente $Z\text{-score}_s$, as estatísticas são $X^2_{(5)}=29.8313$ e $X^2_{(5)}=22.7182$ respetivamente. Para todos os modelos a distribuição X^2 do teste de Hausman apresenta um $p\text{-value}$ inferior a 0.05, pelo que se rejeita a hipótese nula de que os efeitos individuais não observáveis não estão correlacionados com as variáveis explicativas do modelo. Portanto, existem relações heterogéneas entre os bancos e as fontes dessa heterogeneidade podem ser atribuídas às características dos bancos e às condições macroeconómicas sendo que o modelo de efeitos fixos é melhor que o modelo de efeitos aleatórios para estimar essas relações. Tal como Hesse e Čihák (2007) e Buch *et al.* (2016) aplicaram os estimadores de efeitos fixos, o teste de Chow e o teste de Hausman confirmam os modelos de efeitos fixos como o mais apropriado para estimar, por via um de modelos de variáveis explicativas contemporâneas, os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública na estabilidade bancária em Cabo Verde.

Os resultados dos testes de diagnósticos de painel confirmam a qualidade dos modelos estimados de variáveis explicativas contemporâneas. Dado que o teste de Hausman determina os efeitos fixos como o mais adequado para estimar os dados, um modelo em que dá significância aos efeitos entre os indivíduos (Hausman, 1978), possíveis problemas de endogeneidade ficam assim resolvidas, pois os efeitos fixos as eliminariam. Contudo, a partir da regressão auxiliar da estimação dos resíduos dos modelos como variável dependente, foi possível confirmar que não existe endogeneidade para nenhum dos modelos estimados em Tabela 6.4, ou seja, as variáveis explicativas são exógenas (estatística do teste t com $p\text{-value} > 0.05$).

A análise de heteroscedasticidade é antecedida pelo diagnóstico dos resíduos da regressão. Conforme a Tabela 6.6, a análise dos resíduos para os modelos de variáveis contemporâneas, concretamente Z-score-p, evidenciam que as estatísticas de Jarque-Bera é igual a 246.3033 ($p\text{-value}$ igual a 0) e 209.2808 ($p\text{-value}$ igual a 0) para os modelos (1) e (2), respectivamente, pelo que os resíduos não têm distribuição normal ($p < 0.05$). Relativamente aos modelos Z-score_s, (3) e (4), as estatísticas de Jarque-Bera é igual a 0.0435 ($p\text{-value}$ igual a 0.9785) e 0.0589 ($p\text{-value}$ igual a 0.9710), respectivamente. Para ambos os modelos, (3) e (4), os diagnósticos dos resíduos apresentam estatística de Jarque-Bera cujos $p\text{-value}$ estão acima de 5%, pelo que não se rejeita a normalidade dos resíduos.

Sob a hipótese nula de igualdade das variâncias foram realizados os testes para verificar a presença de heteroscedasticidade nos modelos de variáveis contemporâneas, aplicando o teste de Bartlett para os modelos com os resíduos normais e o teste de Levene para os modelos com resíduos não normalmente distribuídos [caso dos modelos Z-score_p, (1) e (2), que correspondem aos modelos (iii) e (ii) da Tabela A6.3 em apêndice para exposição aos títulos de dívida pública sem e com TCMF, respectivamente]. Conforme a Tabela 6.6, os resultados do teste de Bartlett apresentaram um $p\text{-value}$ de $X^2_{(k-1)} > 0.05$ para ambos os modelos Z-score_s [modelos (3) e (4)], pelo que não se rejeita a hipótese de que todas as variâncias são iguais. Aplicando o teste de Levene sob a suposição de não normalidade dos resíduos, as estatísticas do teste F apresentam $p\text{-value}$ superior a 0.05 para ambos os modelos Z-score_p acima identificados, pelo que não há evidências para rejeitar a

hipótese de igualdade de variâncias. Isto significa que os termos de erros são homoscedásticos para todos os modelos de variáveis contemporâneas.

Por fim, para a análise de autocorrelação nos modelos de variáveis contemporâneas foi aplicada o teste F a partir da estimação de modelos de regressão auxiliar dos resíduos da regressão de cada modelo da Tabela 6.4. Conforme a Tabela 6.6, o *p-value* dos testes F são superiores ao nível de significância de 5% para todos os modelos de variáveis contemporâneas, tanto para a significância global dos modelos (corrigidos de autocorrelação de ordem 1) como para a significância conjunta dos coeficientes dos resíduos desfasados. Não se rejeita a hipótese nula, pelo que não se evidenciam a presença de autocorrelação entre os resíduos no tempo, confirmando a qualidade dos modelos.

Relativamente aos modelos de variáveis desfasadas de Hesse e Čihák (2007) e de Buch *et al.* (2016), a semelhança dos modelos de variáveis explicativas contemporâneas (em Tabela 6.4), os resultados dos testes de adequação de painel (teste de Chow e teste de Hausman) evidenciam os modelos de efeitos fixos como os mais adequados para estimar os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública na estabilidade bancária em Cabo Verde (Tabela 6.6). Isto, de facto, veio a confirmar que os estimadores de efeitos fixos são adequados a painéis não balanceados (Athanasoglou *et al.*, 2006; Wooldridge, 2012).

A Tabela 6.6 apresenta os resultados dos demais testes de diagnósticos dos modelos de variáveis desfasadas comparativamente aos modelos de variáveis contemporâneas. A endogeneidade foi verificada a partir da estimação da regressão auxiliar dos resíduos dos modelos como variável dependente. Não existe endogeneidade para nenhum dos modelos estimados em Tabela 6.5 (estatística do teste t com *p-value* > 0.05). A heteroscedasticidade e autocorrelação também foram verificadas. Sob a hipótese nula de igualdade das variâncias, foram realizados os testes para verificar a presença de heteroscedasticidade nos modelos, aplicando o teste de Bartlett para os modelos com os resíduos normais e o teste de Levene para os modelos com resíduos não normalmente distribuídos. Conforme a Tabela 6.6, os resultados dos testes de Bartlett e de Levene apresentaram

os seus respectivos *p-value* maiores que 0.05, pelo que não se rejeita a hipótese de que todas as variâncias são iguais. Para a análise de autocorrelação foi aplicado o teste F a partir da estimação de modelos de regressão auxiliar dos resíduos da regressão de cada modelo em Tabela 6.5. Os resultados da Tabela 6.6 evidenciam *p-value* dos testes F superiores ao nível de significância de 5% para todos os modelos analisados, tanto para a significância global dos modelos (corrigidos de autocorrelação de ordem 1) como para a significância conjunta dos coeficientes dos resíduos desfasados. Assim, não se rejeita a hipótese nula, pelo que não se evidenciam a presença de autocorrelação entre os resíduos no tempo.

Tabela 6.6: Resultados dos testes de diagnóstico dos modelos selecionados

Variável dependente		Modelo de variáveis contemporâneas				Modelo proposto por Hesse e Čihák (2007)				Modelo proposto por Buch <i>et al.</i> (2016)			
		Z-score_p		Z-score_s		Z-score_p		Z-score_s		Z-score_p		Z-score_s	
Exposição aos títulos inclui tcmf		Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Testes\Modelos		(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Teste de Chow	Estatística F:	4.7991	4.2796	5.5797	5.2306	2.8690	2.9552	3.7522	4.0119	2.7679	2.9289	2.3059	2.7797
	Prob.:	0.0004	0.0011	0.0001	0.0002	0.0153	0.0130	0.0029	0.0018	0.0183	0.0134	0.0441	0.0180
	g.l.:	(6,67)	(6,66)	(6,67)	(6,67)	(6,65)	(6,65)	(6,65)	(6,65)	(6,67)	(6,67)	(6,66)	(6,66)
	Modelo adequado:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos
Tete LM de Breusch-Pagan	Est. teste LM (X^2):											0.2618	
	Prob.:											0.6089	
	Modelo adequado:											Pooled	
Teste de Hausman	Est. teste de Hausman (X^2):	12.0037	25.6775	29.8313	22.7182	17.2140	17.7312	22.5133	24.0714	14.2279	15.7678	4.6588	16.6656
	Prob.:	0.00347	0.0003	0.0000	0.0004	0.0085	0.0069	0.0010	0.0005	0.0066	0.0033	0.4589	0.0052
	g.l.:	5	6	5	5	6	6	6	6	4	4	5	5
	Modelo adequado:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Aleatórios	Fixos
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	246.3033	209.2808	0.0435	0.0589	395.5622	384.3238	5.3764	5.1243	440.8344	428.9154	4.994026	4.8250
	Prob.:	0.0000	0.0000	0.9785	0.9710	0.0000	0.0000	0.0680	0.0771	0.0000	0.0000	0.0823	0.0896
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X^2):			0.2956	0.5886			1.0954	1.6010			2.0677	1.5502
	Teste de Levene (F):	1.2409	1.1775			0.9813	0.9789			1.2642	1.3434		
	Prob.:	0.3011	0.3277	0.9977	0.9885	0.4232	0.4245	0.7782	0.6592	0.2919	0.2621	0.5585	0.6707
	g.l.:	(4, 74)	(4, 74)	5	5	(4, 73)	(4, 73)	3	3	(4, 73)	(4, 73)	3	3
Autocorrelação (regressão auxiliar)	Ordem de autocorrelação (AR):	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.1789 (0.9988)	0.1669 (0.9995)	0.4953 (0.9094)	0.5074 (0.9017)	0.2807 (0.9925)	0.3034 (0.9892)	0.3421 (0.9815)	0.3757 (0.9723)	0.0604 (0.9999)	0.0792 (0.9999)	0.1940 (0.9983)	0.2254 (0.9964)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	0.8477 (0.3610)	0.8252 (0.3674)	2.8993 (0.0939)	2.9126 (0.0931)	0.0029 (0.9569)	0.0004 (0.9846)	0.3251 (0.5708)	0.4176 (0.5207)	0.3878 (0.5359)	0.5380 (0.4662)	1.0209 (0.3165)	1.2346 (0.2711)

Nota: Z-score_p é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; Z-score_s é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos.

Submeteram-se as evidências acima apresentadas referente aos diversos modelos à várias estimações e testes de robustez. Para além dos modelos contemporâneos, foram estimadas as mesmas regressões para ambas as variáveis dependentes (*Z-score_p* e *Z-score_s*) com e sem a inclusão de TCMF na variável exposição dos bancos aos títulos de dívida pública, para diferentes modelos desfasadas de Hesse e Čihák (2007) e de Buch *et al.* (2016). Várias estimações e testes foram realizados em razão da necessidade de testar a robustez dos resultados com relação a: (i) possibilidade de comparar os modelos de variáveis contemporâneas com modelos de variáveis desfasadas, de forma a prever ou não com antecedência de um ano a instabilidade dos bancos em Cabo Verde; (ii) a necessidade de escolher de entre as alternativas apresentada o melhor modelo, tanto para *Z-score_p* como para *Z-score_s*; (iii) a necessidade de se avaliar o impacto da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública entre os vários modelos propostos. Os modelos foram selecionados pelo critério do R^2 ajustado. Os resultados dos vários modelos e testes apresentados nas Tabelas de A6.3 a A6.14 (em apêndices) facilmente comprovam, através da estatística do teste F e do R^2 , que os modelos de variáveis contemporâneas são os melhores para estimar os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública sobre a estabilidade bancária em Cabo Verde.

6.5.3 Interpretação dos resultados

Nos modelos de variáveis contemporâneas, assim como para os modelos de variáveis desfasadas de Hesse e Čihák (2007), a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública não é significativa para os modelos estimados. Os resultados são consistentes com as investigações de Buch *et al.* (2016). Nos modelos de variáveis contemporâneas, em que a estabilidade é calculada ponderando o capital pelos riscos dos ativos (*Z-score_p*), a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública, embora não tenha uma relação significativa, apresenta sinais negativos na estabilidade bancária em Cabo Verde. Esses resultados são semelhantes aos encontrados por Podstawski e Velinov (2018), que também utiliza o indicador ponderado pelo risco, para os países da periferia da União Económica e Monetária (zona Euro) onde evidenciam que um aumento da exposição bancária à dívida pública interna pode levar ao aumento do risco de *default* dos países, mas pode diminuir o

risco de crédito por menores concessões de crédito. Dell’Ariccia *et al.* (2018) também encontraram resultados semelhantes e recomendam políticas que desencorajam os bancos a manter quantidades excessivas de títulos soberanos, como ponderações de risco positivas ou limites de exposição, que podem melhorar a estabilidade financeira e a eficiência do mercado.

No modelo de variáveis desfasadas de Buch *et al.* (2016), a exposição aos títulos de dívida pública evidencia um modesto impacto positivo na estabilidade bancária para os modelos de variável dependente Z-score_s [modelos (3) e (4)], sendo que esses efeitos são maiores nos modelos quando a exposição aos títulos de dívida pública não inclui os TCMF. Isto pode estar associado ao facto de apenas um banco os possuir. É importante referir que a presente análise se baseia no índice Z-score de bancos individuais. Os impactos calculados a partir das regressões estimadas são impactos médios por banco.

Sendo os modelos de variáveis contemporâneas evidenciados como os modelos com maior poder preditivo, doravante toda a interpretação dos resultados é centrada nesses modelos (que incluem variáveis específicas bancárias e macroeconómicas). Para o modelo de variável dependente Z-score_p, tal como já referido anteriormente, são significativas as variáveis dimensão do banco (SIZE), margem financeira (MARG) e dívida pública interna incluindo TCMF (DIVINT_TCMF). SIZE e DIVINT_TCMF têm efeitos positivos e a MARG tem efeitos negativos na estabilidade bancárias para os modelos (1) e (2). Quando a dimensão do banco aumenta em 1%, espera-se uma variação na estabilidade bancária de 0.0158 pontos para o modelo (1) e 0.0157 pontos para o modelo (2). No que concerne aos modelos de variável dependente Z-score_s, são significativas as variáveis dimensão do banco (SIZE), margem financeira (MARG) e crescimento económico (PIB). SIZE tem efeitos positivos sobre a estabilidade bancária, efeitos esses significativos a 1% para os modelos (1) e (2). Os resultados estão em linha com os evidenciados por Kedir *et al.* (2018) em África onde o logaritmo dos ativos dos bancos está associado negativamente aos incumprimentos (fragilidade bancária), sugerindo que os ativos em Cabo Verde e em África funcionam como um amortecedor para os bancos. Quando a dimensão do banco aumenta em 1%, espera-se uma variação nos indicadores de estabilidade bancária de 0.0115 pontos para o modelo (3) e 0.0115

pontos para o modelo (4). A MARG tem efeitos negativos na estabilidade bancária, ao contrário da exposição aos títulos. O crescimento económico tem efeitos positivos sobre a estabilidade para os modelos (3) e (4) quando a estabilidade é calculada de forma simples (com capital sem ponderação pelos riscos dos ativos). Esse resultado é contrário ao encontrado por Kedir *et al.* (2018) em que o crescimento económico em África implica maiores fragilidades bancárias. Isto mostra que o ambiente macroeconómico é fundamental para o quadro de estabilidade do sistema bancário em Cabo Verde. A DIVINT_TCMF tem efeitos positivos na estabilidade bancária, sendo significativos para os modelos Z-score_p e não significativos para os modelos Z-score_s. Os resultados são consistentes com os apresentados por Altayligil (2013). É certo que o aumento da dívida pública interna diminui o crédito bancário ao setor privado, mas também aumenta a estabilidade dos bancos. Isto justifica-se por duas razões: primeiro, pelo elevado risco de crédito enfrentado pelos bancos em Cabo Verde; e segundo, porque os bancos detêm muita dívida pública interna, o que lhe garante alguma rentabilidade.

No caso do modelo (1), as variáveis explicativas conseguem explicar 45.81% da variação da estabilidade bancária. Os resultados também mostram que os modelos cuja variável dependente é calculada pelo capital sobre os ativos sem ponderação pelos riscos (Z-score_s) têm maior poder de explicação do que os modelos cuja variável dependente é calculada ponderando o capital pelos riscos dos ativos (Z-score_p). Isto se justifica pelo facto de: primeiro pode-se verificar que o modelo para Z-score_s tem mais uma variável significativa do que o modelo Z-score_p (crescimento económico); segundo, a exposição aos títulos de dívida pública, que representa em média 11.22% dos ativos líquidos (um peso relevante nos ativos), não ser significativa. Hogan (2015) encontrou resultados semelhantes, nos quais a medida ponderada pelo risco pode ser útil para prever riscos bancários, mas a medida mais simples, sem ponderação de risco, tem um desempenho ainda melhor para prever essas medidas de risco, especialmente no período pós-crise de 2008. Quanto à exposição aos títulos de dívida pública, parece que os modelos que não incluem TCMF na exposição aos títulos [modelos (1) e (3)] têm maior R^2 ajustado do que os modelos que os incluem [modelos (2) e (4)]. Isto porque apenas um banco possui TCMF, pelo que não faz muita diferença a sua inclusão ou não no modelo.

6.6 Síntese do capítulo

Este estudo investiga os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública nos indicadores de estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde.

Em Cabo Verde, os bancos detêm muitos títulos de dívida pública, em média 13.53% dos ativos líquidos (incluindo os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira) de 2000 a 2017. Isto sugere que o país ainda é pouco desenvolvido financeiramente por falta de alternativas de aplicações, concentrando assim uma boa parte dos seus ativos em títulos do governo.

O estudo usa um painel de dados não balanceado de 7 bancos comerciais que compunham o setor bancário em Cabo Verde em final de 2017, para um horizonte temporal compreendido entre 2000 e 2017. Como medida de estabilidade bancária foi utilizado o Z-score. Este indicador é a medida de risco mais popular na literatura sobre estabilidade bancária e reflete a probabilidade de insolvência de um banco. Enquanto variável dependente, Z-score assumiu duas formas: Zscore_p - quando o capital é ponderado pelos riscos dos ativos (Índice de Basileia); e, Zscore_s - quando o capital não é ponderado pelos riscos dos ativos (Índice simples de capitalização). A variável de interesse, exposição dos bancos aos títulos de dívida pública, medida em percentagem dos ativos, foi estimada nos modelos de regressão com e sem a inclusão de Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF). Para fins comparativos, além dos modelos contemporâneos, também foram estimados modelos desfasados, tal como aplicado por Hesse e Čihák (2007) e Buch *et al.* (2016), de forma a prever com antecedência de um ano a instabilidade dos bancos em Cabo Verde.

Tendo em conta as características que evidenciam heterogeneidade não observada entre os bancos, os estimadores de efeitos fixos são os mais adequados para estimar os dados. Os principais resultados empíricos do estudo revelam que a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública (com e sem a inclusão de TCMF) não tem efeitos significativos sobre os indicadores de estabilidade

financeira dos bancos em Cabo Verde. O estudo mostra ainda que os modelos de variáveis contemporâneas são os melhores para estimar os dados, mas o modelo desfasado sem a inclusão de variáveis macroeconómicas (concretamente para variável dependente *Z-score_s*) é o que melhor explica as relações entre a exposição aos títulos de dívida pública e a estabilidade dos bancos. Não há uma persistência dos indicadores de estabilidade de um ano para o outro, pelo que o modelo dinâmico não é o melhor modelo para estimar os efeitos da exposição dos bancos aos títulos de dívida pública na estabilidade bancária em Cabo Verde. Apesar da concentração do setor, a dimensão do banco é determinante para a estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde. Pelo contrário, o aumento da margem financeira parece contribuir para menos estabilidade dos bancos. Isto pode indicar que a competitividade no setor por mais margens financeiras, apesar de diminuir a concentração, não é favorável a estabilidade, estando em linha com as teorias sobre a competitividade no setor bancário.

Os resultados também confirmam que os modelos com *Zscore_s* têm melhor ajustamento que os modelos *Zscore_p* e que, os modelos com a integração da variável exposição aos títulos de dívida pública sem a inclusão de TCMF tem melhor ajustamento do quando os incluem. Ainda há que ressaltar que não há grandes diferenças para os modelos entre a exposição aos títulos de dívida pública com inclusão dos TCMF e sem a inclusão dos TCMF. Isto justifica-se pelo fato da inclusão de TCMF não vem melhorar a qualidade de ajustamentos dos modelos, até porque apenas um banco o possui. Assim, é preferível não incluir os TCMF nos títulos para estimar modelos para a estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde.

Quanto aos efeitos da dívida interna na estabilidade dos bancos, os resultados estimados não foram os esperados, ou seja, a dívida interna não afeta negativamente os indicadores de estabilidade financeira. Isso pode estar relacionado com o facto de os títulos de dívida pública representarem a maior parcela da dívida pública interna nos bancos e, também por não serem significativos nem para a liquidez e nem para a rentabilidade dos bancos no curto prazo (tal como identificado no capítulo 5). Mas a dívida pública interna afeta positiva e significativamente a estabilidade dos bancos, mas apenas e quando esses indicadores são calculados com capitais ponderados pelo risco

dos ativos. Eventualmente porque a parte dos empréstimos ao governo (também cobertos por garantias do Estado, que ao contrário dos títulos são de alta rentabilidade) são considerados de baixo risco e geralmente não se constituem imparidades sobre esses créditos (normalmente avultados) – o que dá alguma estabilidade aos bancos.

Em termos de implicações para o setor bancário e para a economia de Cabo Verde em geral, a estabilidade dos bancos aumenta com níveis mais altos de rentabilidade e capitalização. Os bancos em Cabo Verde têm registado um elevado nível de crédito em incumprimento e baixas taxas de rentabilidade dos ativos, situações sugestivas da fragilidade do sistema bancário. Contudo, o sistema tem demonstrado solidez graças a manutenção de um bom nível de adequação de capital. No entanto, havendo um *default* do governo, isto pode levar a instabilidade do sistema, aumentando assim a probabilidade de riscos fiscais no futuro. Face a estas constatações, os decisores da política monetária não devem flexibilizar no índice de adequação do capital regulatório, de forma a garantir a manutenção da estabilidade do sistema bancário. Além disso, o Fundo Monetário Internacional alerta para a necessidade de os países continuarem a fortalecer os bancos, de forma a impedir que os mesmos possam prejudicar o Estado através de maiores dívidas ou passivos contingentes. Por outro lado, restaurar a confiança, também na dívida pública de Cabo Verde, ajuda a manter a estabilidade dos bancos que são os maiores detentores da dívida interna, para além de beneficiar de garantias prestadas pelo Estado.

Capítulo 7: Conclusão

O objetivo da tese é investigar o que motiva os bancos em Cabo Verde a deter grandes quantidades de títulos de dívida pública, e quais os efeitos que esses ativos podem ter no risco de liquidez, na rentabilidade de ativos e na estabilidade dos bancos. No caso concreto do setor bancário em Cabo Verde, é importante estudar isto porque a dívida pública de Cabo Verde tem vindo a aumentar até atingir 132.32% do PIB em 2017 (considerado um dos mais elevados do mundo) e, os bancos são os grandes detentores da dívida interna (mais de dois terços). Essa dívida é na sua maioria constituída por títulos de dívida pública, considerados pelos bancos como ativos seguros e uma alternativa aos empréstimos, dado o nível de risco de empréstimos em incumprimento no país (apesar de não ser a melhor opção como rentabilidade). Além disso, existe um quadro regulamentar que obriga os bancos em Cabo Verde a manter um rácio de títulos de dívida pública em pelo menos 5% das suas responsabilidades por depósitos e, com o aumento do endividamento do país isto é particularmente preocupante para os bancos devido ao risco de exposição a que estão sujeitos. Estas são as condições específicas e macroeconómicas, respetivamente, em que operam os bancos e que colocam fragilidades ao sistema bancário cabo-verdiano. Em finais de 2017, os bancos possuíam uma carteira de títulos de dívida pública correspondentes a 15.72% dos ativos líquidos, uma exposição considerada elevada pelo Banco de Cabo Verde. Em termos gerais, a dívida pública de Cabo Verde não é dívida de mercado (apenas 31,3% da dívida pública em 2017 era comercial), mas sim dívida formada na sua maioria por empréstimos concessionais. Naturalmente, o governo esgota as opções de financiamento externo (que são em condições favoráveis) para depois se virar para o mercado interno.

A tese é composta com base em três ensaios empíricos. Esses três ensaios estão inter-relacionados entre si. No primeiro ensaio, foi proposto conhecer os fatores internos e externos que explicassem a opção dos bancos por mais ou menos títulos de dívida pública para depois, no segundo e terceiro

ensaio, analisar os efeitos dessa aplicação (exposição) no risco de liquidez, na rentabilidade de ativos e na estabilidade dos bancos.

Os resultados obtidos permitiram responder às principais questões levantadas. No primeiro ensaio, os resultados de estimação mostram que a adequação de capital e a taxa de juro real são fatores determinantes para a aplicação dos bancos nos títulos de dívida pública em Cabo Verde. No segundo ensaio, os resultados evidenciam que, no curto prazo, os títulos de dívida pública não têm impactos sobre a variação do risco de liquidez e sobre a rentabilidade de ativos dos bancos. Mas, os títulos de dívida pública têm impacto na rentabilidade dos ativos a longo prazo, pelo que a estratégia dos bancos em deter os títulos a longo prazo pode ser rentável (mas pode ter um elevado custo de oportunidade devido aos riscos associados às exposições da dívida soberana). Por outro lado, a aplicação bancária em títulos de dívida pública, apesar de baixa rentabilidade, parece ser atrativa à carteira dos bancos por serem ativos seguros. Isto ficou evidente, pois as aplicações dos bancos superam e muito o limite mínimo regulamentar de 5% dos depósitos que constitui a obrigatoriedade dos bancos de aplicarem em títulos públicos. E, por fim, aplicando estimadores de efeitos fixos no terceiro ensaio, os resultados da investigação mostram que a exposição dos bancos aos títulos de dívida pública não afeta os indicadores de estabilidade financeira dos bancos em Cabo Verde. Quanto à inclusão ou não dos Títulos Consolidados de Mobilização Financeira nos títulos de dívida pública e na dívida pública interna, apesar de ser um valor significativo para o setor bancário, os resultados mostram que não há diferenças significativas a assinalar talvez porque apenas um banco os possui e o valor tem mantido fixo ao longo dos anos. Contudo, quando os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira não são considerados nos títulos de dívida pública, as variáveis independentes conseguem explicar melhor os modelos estimados.

É possível ainda concluir pelos resultados que o aumento da dívida pública interna diminui o crédito bancário ao setor privado, mas não afeta a estabilidade dos bancos. Foi constatado que numa pequena economia como a de Cabo Verde, com 7 bancos comerciais a competirem, muita liquidez do sistema, onde o nível de risco de crédito como consequência do endividamento do setor privado é relativamente alto, o investimento na dívida pública interna acaba sendo uma boa

alternativa para as aplicações dos bancos, garantindo alguma estabilidade. Esta estabilidade dos bancos advém da sustentabilidade da dívida pública, ou seja, das garantias do Estado, pois até ao momento a dívida pública de Cabo Verde, apesar de ser uma das mais elevadas do mundo, tem mostrado ser sustentável. O problema que se põe aos bancos é quando a dívida pública se tornar insustentável, pois a tendência da dívida pública em relação ao PIB é de continuar a crescer.

Os bancos africanos são normalmente considerados os mais rentáveis do mundo, com rentabilidades anormalmente altas, apesar de serem os menos eficientes. No que se refere a Cabo Verde, por exemplo, no período de 2010 a 2015, os bancos foram menos rentáveis e menos eficientes relativamente à média dos países da África subsariana (mesmo para os países de baixo rendimento). Tanto o ROA como o ROE têm diminuído em Cabo Verde, isto porque, para além de ter um rácio *cost-to-income* superior, praticam uma margem financeira em média inferior aos dos países da África subsariana. A baixa rentabilidade também pode ser explicada pela queda do crescimento do crédito ao setor privado sobretudo a partir da crise financeira de 2007-2008 (devido às taxas de juros associadas ao endividamento do setor e ao elevado risco de crédito) e ao aumento das aplicações dos bancos em títulos de dívida pública e em créditos ao governo central e empresas públicas (sobretudo autarquias locais).

As taxas de juro ativas em Cabo Verde são muito altas e podem ser explicadas pelo alto nível de crédito vencido e a dificuldade em cobrar esses créditos. Esses riscos são incorporados nas taxas a serem aplicadas aos créditos. Por isso os bancos têm preferido emprestar ao Estado, em vez de incorrer em maiores riscos e constituição de maiores imparidades. O crédito vencido tem aumentado ao longo dos anos, sobretudo depois da crise financeira de 2007-2008 e fixou-se acima de 13% em finais de 2017. A tendência é para a manutenção a esse nível, dado que o setor privado ainda estar muito endividado. Isto permite concluir que pode vir a influenciar significativamente a detenção de títulos de dívida pública no futuro. As altas taxas de juro ativas são um problema grande porque impedem o acesso ao crédito e o aumento do investimento, emprego e, conseqüentemente o crescimento económico. A solução seria as autoridades colocarem limites mínimos para o crédito concedido ao setor privado no seu todo ou por setor de atividade

económica. Outra solução passa por diversificar as taxas de juros em Cabo Verde em função do nível de risco de cada setor da atividade económica. Existem setores de atividades económicas que oferecem mais riscos que outras (pode haver evidências estatísticas que as comprovem), mas são aplicadas a mesma taxa de juros e para o mesmo prazo de reembolso. O que tem acontecido até agora é que os bancos praticam taxas de juros, por exemplo, para investimentos, independentemente se esse investimento é aplicado ao setor do turismo ou da agricultura.

Com a realização da tese é possível ainda constatar que a exposição considerável dos bancos aos títulos de dívida pública pode ser a consequência para o lento desenvolvimento verificado no sistema bancário, designadamente: elevado rácio de crédito em incumprimento que faz com que há menos oferta de empréstimos por parte dos bancos, com consequências no aumento da liquidez; face aos riscos de crédito, os bancos se capitalizam contra as perdas, constituindo imparidades e reforçando os fundos próprios, tornando-se assim bem capitalizados, mas também menos rentáveis; baixas taxas de rentabilidade de ativos e dos capitais próprios relativamente aos setores bancários de países semelhantes como por exemplo, Maurícias e Seicheles; e, elevada concentração do mercado, em que apenas dois bancos concentram mais de dois terços do mercado. Assim, tendo em conta a estabilidade financeira, é importante que os bancos em Cabo Verde continuem a manter níveis adequados de capitais com base em riscos ponderados, mas também é necessária uma maior promoção de políticas que diminuam a concentração de capital e no setor e incentivem a competitividade entre os bancos. Isto vai assegurar um investimento sustentável dos bancos em títulos de dívida pública.

Esta é uma investigação exclusiva sobre o setor bancário em Cabo Verde. Assim, a tese dá um contributo para a literatura ao analisar de uma forma integrada os determinantes e os efeitos dos títulos de dívida pública sobre os bancos e, particularmente, ao analisar os efeitos dos títulos de dívida pública no setor bancário num pequeno país insular, de poucos recursos, com um dos rácios dívida pública/PIB mais elevados do mundo, e onde o crédito bancário é ainda a maior fonte de financiamento da economia. A amostra, apesar de ser reduzida, constitui uma vantagem pois se analisa uma população composta por todos os bancos comerciais (estudo de caso). Assim, a tese

apresenta resultados de investigações passíveis de serem considerados em análises de países insulares similares. É igualmente uma importante contribuição para a literatura cabo-verdiana, pois fornece evidências de que um aumento do índice de adequação de capital diminui a procura dos bancos por títulos de dívida pública e, por outro lado, que a exposição dos bancos aos títulos públicos não afeta a liquidez e os indicadores de estabilidade, mas afeta a rentabilidade dos ativos no longo prazo. Aquilo que se espera é que essas evidências sejam úteis às autoridades económicas e monetárias, bem como aos gestores do setor bancário na formulação de políticas e gestão da carteira de títulos públicos.

Em termos metodológicos, a dimensão da amostra é a principal limitação da tese, condicionada pela dimensão do mercado, pois o setor bancário em Cabo Verde ainda é relativamente recente (por exemplo, o Banco de Cabo Verde assumiu exclusivamente as suas funções de Banco Central em 1993 e dos atuais bancos em atividades apenas dois existiam na altura). A existência de poucos bancos limitou as variáveis a utilizar. Contudo, a amostra possui vantagem pois o conjunto de dados utilizados é representativo da população em estudo, ainda mais por abranger todos os bancos comerciais em Cabo Verde. No que se refere às variáveis (como, por exemplo, as taxas de juro da dívida pública, taxas de juros dos títulos de tesouro), a falta de dados disponíveis foi uma das maiores limitações. Em Cabo Verde, a questão da produção, sistematização e harmonização de informações estatísticas é realidade a partir do ano 2000 (por exemplo, a informatização da maior parte das instituições financeiras só se deu em 1998 e, os dados agregados sobre o setor bancário só estão disponíveis a partir de 2010) e há muita resistência dos bancos em fornecer os dados. Portanto, a dimensão da amostra e a não introdução nos modelos de algumas variáveis que a literatura identificou como sendo relevantes, limitaram as investigações. Também poderia ter sido abordada a dívida pública no setor bancário no seu todo (títulos e empréstimos), mas tal não foi possível pelo facto de a maioria dos bancos não discriminar os empréstimos concedidos ao setor público dos empréstimos concedidos ao setor privado. Da mesma forma, pelas demonstrações de resultados não há uma separação dos títulos públicos em carteira em bilhetes de tesouro e obrigações de tesouro. Daí a análise ter sido realizada considerando o total dos títulos públicos em finais dos períodos. De futuro se pretende investigar os efeitos da dívida pública no seu todo ou

até mesmo apenas os efeitos do crédito ao governo e as empresas públicas sobre a atividade bancária (especificamente os efeitos no crédito ao setor privado). Outra possibilidade era alargar a amostra a bancos de outros países insulares semelhantes, mas dado ser um estudo de caso e às características únicas dos títulos públicos cabo-verdianos (que inclui os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira) tais não foram possíveis. Assim, no futuro propõe-se investigar os efeitos dos títulos de dívida pública sobre a atividade dos bancos em países insulares.

Em Cabo Verde participam nos leilões dos títulos de dívida pública instituições autorizadas pelo Banco Central, que são os bancos e as duas instituições públicas com maior liquidez no país: Aeroporto e Segurança Aéreas (ASA) e Instituto Nacional de Previdência Social (INPS). Para além dessa ação resultar em menos liquidez para os bancos, as taxas de juros dos títulos de dívida pública resultante da oferta nos leilões podem ser influenciadas pela liquidez da ASA e do INPS, com possíveis efeitos sobre a rentabilidade dessas aplicações para os bancos. Este é um problema estrutural do sistema financeiro cabo-verdiano, para além da concentração de poupança no INPS (que acolhe as contribuições dos trabalhadores cabo-verdianos para a segurança social). O INPS não assume o risco do mercado e, em concorrência com os bancos preferem investir em ativos sem risco e diretamente no mercado primário, condicionando as taxas de juros. É provável que a grande poupança detida pelo INPS tem mantido as taxas de juros de curto prazo para os depósitos baixos, dada a sua aplicação direta nos bilhetes de tesouro. Face ao aumento do risco de crédito, a procura por títulos de dívida pública pelos bancos vem a aumentar como uma opção válida para aplicação das reservas excedentárias. Contudo, o aumento da oferta dos bancos é condicionado pela procura do INPS e da ASA, o que tem diminuído as taxas de juros. Essas duas instituições públicas poderiam participar no mercado secundário, possibilitando aos bancos maiores margens de intermediação. A questão que isto pode levantar é até que ponto a participação da ASA e do INPS nos leilões dos títulos de dívida pública pode baixar a liquidez e a rentabilidade dos bancos em Cabo Verde. Esta questão podem ser objeto de uma futura investigação.

Ainda na linha de sugestões para futuras investigações, é comum as autoridades monetárias tomarem decisões em funções das ações do governo (em consequências das políticas económicas

e fiscais, bem ou mal conseguidas), tentando corrigir os efeitos na economia de forma a manter a estabilidade dos preços. Por exemplo: se o governo aumentar muito os seus gastos, o Banco Central sabe que isso pode ter consequências na inflação e aumenta a taxa de juros para contrariar; ou, se o governo emitir mais títulos de dívida pública, o Banco Central sabe que os bancos são obrigados a comprar e que isso pode ter consequências em termos de liquidez para emprestar ao setor privado e pode também levar a subida das taxas de juros e, é pressionado a tomar decisões para corrigir os efeitos fiscais. Uma política fiscal que não é favorável a estabilidade, ao crescimento económico ou distribuição equitativa dos rendimentos, acaba perdendo a sua eficiência. Recordando, Gorton e Huang (2002) defendem que se o governo não for eficiente nas suas opções de políticas económicas e fiscais, isto conduzirá a um sistema bancário não eficiente. Assim, em futuras investigações sugere-se analisar os efeitos fiscais na exposição dos bancos aos títulos de dívida pública, assim como analisar os efeitos da exposição aos títulos de dívida pública na eficiência do sistema bancário.

Referências

- Abbas, S., & Espinoza, R. (2016). Why Do Banks in Developing Countries Hold Government Securities? UCL SSEES Economics and Business, Working Paper Series 2016/1, UCL School of Slavonic and East European Studies (SSEES).
- Acharya, V., Drechsler, I., Schnabl, P. (2011). A Pyrrhic Victory? - Bank Bailouts and Sovereign Credit Risk, National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers 17136.
- Acharya, V., & Steffen, S. (2015). The “greatest” carry trade ever? Understanding Eurozone bank risks. *Journal of Financial Economics*. 115, pp. 215-236.
- Affinito, M., Albareto, G., & Santioni, R. (2016). Purchases of sovereign debt securities by Italian banks during the crisis: the role of balance-sheet conditions. *Banca d’Italia. Questioni di Economia e Finanza, Occasional Papers* 330.
- African Economic Outlook. (2017). Cabo Verde: African Economic Outlook 2017.
- Al-Jafari, M., & Alchami, M. (2014). Determinants of bank profitability: Evidence from Syria. *Journal of Applied Finance and Banking*, 4, pp. 17-45.
- Allen, F., Carletti, E., Goldstein, I., & Leonello, A. (2018). Government guarantees and financial stability. *Journal of Economic Theory*, vol. 177, pp. 518-557.
- Alper, D., & Anbar, A. (2011). Bank Specific and Macroeconomic Determinants of Commercial Bank Profitability: Empirical Evidence from Turkey. *Business and Economics Research Journal*, Volume 2, Number 2, pp. 139-152.
- Altayligil, Y. (2013). The effect of the domestic debt on the financial development: a case study for Turkey. *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 5, No. 5.
- Altman, E., (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance*, 23, pp. 589-609.
- Alzoubi, T. (2017). Determinants of liquidity risk in Islamic banks. *Banks and Bank Systems (open-access)*, 12(3), pp. 142-148.
- Angeloni, C., & Wolff, G. (2012). Are banks affected by their holdings of government debt? *Bruegel Working Paper* 2012/07.

- Anyanwaokoro, M., & Okolie, P. (2016). The Role of Financial Institutions in Financing Deficit Budget of Governments. *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)*, Volume 7, Issue 5 Ver. I (Sep. - Oct.), pp. 28-31.
- Aragonés, J., Blanco, C., & Dowd, K. (2001). Incorporating Stress Tests into Market Risk Modeling. *Derivatives Quarterly* 7. pp. 44-49.
- Arnold, I., & Lemmen, J. (2001). The Vulnerability of Banks to Government Default Risk. *International Finance* 4:1, pp. 000–000.
- Athanasoglou, P., Delis, M., & Staikouras, C. (2006). Determinants of bank profitability in the south eastern european region. Bank of Greece. Working paper No. 47.
- Baltagi, B. (1995). *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley & Sons.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, Wiley & Sons, West Sussex.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. 4. ed. West Sussex, UK: John Wiley.
- Banco Comercial do Atlântico (BCA). (2018). *Relatório e Contas 2017*.
- Banco de Cabo Verde (BCV). (2000). *Relatório do Conselho de Administração – Relatório e Contas de 2000*.
- Banco de Cabo Verde (BCV). (2018). *Relatório de Estabilidade Financeira 2017*.
- Banco de Cabo Verde (BCV). (2019). *Relatório de Estabilidade Financeira 2018*.
- Bandt, O., Camara, B., Maitre, A., & Pessarossi, P. (2018). Optimal capital, regulatory requirements and bank performance in times of crisis: Evidence from France. *Journal of Financial Stability*, Vol. 39, pp. 175-186.
- Bank for International Settlements (BIS). (2006). *The Banking System in Emerging Economies: How Much Progress Has Been Made?* BIS Paper No. 28.
- Bank for International Settlement (BIS). (2011). *The impact of sovereign credit risk on bank funding conditions*. CGFS Papers n°. 43.
- Bank for International Settlements (BIS). (2015). *A brief history of the Basel Committee*.
- Barbieri, L. (2006). *Panel Unit Root Tests: A Review*. Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali. Serie Rossa: Economia – Quaderno N. 43 ottobre 2006.

- Barbieri, L. (2009). Panel unit root tests under cross-sectional dependence: an overview. *Journal of Statistics: Advances in Theory and Applications* Volume 1, Number 2, 2009, pp. 117-158.
- Bartlett, M. (1937). Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the Royal Society of London, Series A*, 160, pp. 268-282.
- Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). (2000). Principles for the management of credit risk. Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision (CSBB). (2012). Core Principles for Effective Banking Supervision. BIS - Bank for International Settlements.
- Baskaya, Y., Kalemli-Ozcan, S. (2016). Sovereign Risk and Bank Lending: Evidence from 1999 Turkish Earthquake. NBER Working Paper No. 22335.
- Basti, E., & Köksal, B. (2011). Public debt and financial development: evidence from Turkey. *İktisat İşletme ve Finans* 26 (299).
- Beaver, W., (1966). Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*, 4, pp. 71-102.
- Beck, T., & Cull, R. (2013). Banking in Africa. Centre for the Study of African Economies. CSAE Working Paper WPS/2013/16.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2000). A New Database on Financial Development and Structure. *World Bank Economic Review* 14, pp. 597-605.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Merrouche, O. (2013). Islamic vs. conventional banking: Business model, efficiency and stability. *Journal of Banking & Finance*, 37(2), pp. 433–447.
- Berger, A., & Bouwman, C. (2009). Bank liquidity creation. *Review of Financial Studies*, 22(9), pp. 3779–3837.
- Berger, A., Goulding, W., & Rice, T. (2014). Do small businesses still prefer community banks? *Journal of Banking and Finance*, 44, pp. 264-278.
- Berger, A., & Udell, G. (1994). Did risk-based capital allocate bank credit and cause a credit crunch in the United States? *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 585-628.
- Bonciu, F. (2009). G 20 - a stepping stone towards a new world order? *Romanian Economic and Business Review – Vol. 4, No. 2*.

Bonfim, D., & Kim, M. (2012). Risco de liquidez sistémico. Relatório de Estabilidade Financeira. Banco de Portugal.

Bonner, C. (2014). Preferential Regulatory Treatment and Banks' Demand for Government Bonds. De Nederlandsche Bank Working Paper No. 433.

Bord, V., & Santos, J. (2012). The Rise of the Originate-to-Distribute Model and the Role of Banks in Financial Intermediation. FRBNY Economic Policy Review / July 2012. Federal Reserve Bank of New York.

Bordeleau, E., & Graham, C. (2010). The Impact of Liquidity on Bank Profitability. Bank of Canada. Working Paper No.38.

Bourdet, Y., & Falck, H. (2006). Emigrants' remittances and Dutch Disease in Cape Verde. *International Economic Journal*, 20:3, pp. 267-284.

Bourke, P. (1989). Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia. *Journal of Banking and Finance* 13, pp. 65-79.

Bourkhis, K., & Nabi, M. (2013). Islamic and conventional banks' soundness during the 2007–2008 financial crisis. *Review of Financial Economics*, 22(2), pp. 68–77.

Boyd, J., De Nicolò, G., & Jalal, A. (2006). Bank Risk-Taking and Competition Revisited: New Theory and New Evidence IMF Working Paper WP/06/297.

Breusch, T., & Pagan, A. (1979). Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, *Econometrica*, 47 (5), pp. 1287–1294.

Breusch, T., & Pagan, A. (1980). The LM test and Its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, pp. 239-254.

Brito, J. (2014). Growth Diagnostic of Cape Verdean Economy. Munich Personal RePEc Archive. MPRA Paper No. 63407.

Buch, C., Koetter, M., & Ohls, J. (2016). Banks and sovereign risk: A granular view. *Journal of Financial Stability* 25, pp. 1–15.

Cabrera, M., Dwyer, G., & Nieto, M. (2018). The G-20's regulatory agenda and banks' risk. *Journal of Financial Stability*, Vol. 39, pp. 66-78.

Caixa Económica de Cabo Verde (CAIXA). (2018). Relatório e Contas 2017.

- Calomiris, C., & Litan, R. (2000). Financial regulation in a global marketplace. *Brookings-Wharton Papers on Financial Services*, 2000(1), pp. 283–323.
- Cihák, M. (2007). Systemic loss: A measure of financial stability. *Czech Journal of Economics and Finance*, 57(1-2), pp. 5-26.
- Chang, E., Pinegar, J., & Schacter, B. (1997). Interday variations in volume, variance and participation of large speculators. *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 797–810.
- Chinoda, T. (2014). The Determinants of Commercial Banks Profitability in Zimbabwe (2009-2014). *Journal of Economics and Finance*, Volume 5, Issue 6, pp. 69-80.
- Christie, I., Fernandes, E., Messerli, H., & Twining-Ward, L. (2013). *Tourism in Africa: Harnessing Tourism for Growth and Improved Livelihoods*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Christie, T., & Rioja, F. (2014). Government Expenditures, Financing, and Economic Growth in Cape Verde. *Journal of Economics and Development Studies*. December, Vol. 2, No. 4, pp. 01-19.
- Chronopoulos, D., Liu, H., McMillan, F., & Wilson, J. (2015). The dynamics of US bank profitability. *The European Journal of Finance*, 21:5, pp. 426-443.
- Cooper, R., & Nikolov, K. (2018). Government debt and banking fragility: the spreading of strategic uncertainty. European Central Bank, ECB Working Paper No Series 2195.
- Cucinelli, D. (2013). The Determinants of Bank Liquidity Risk within the Context of Euro Area. *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, Vol. 2, Issue. 10, pp. 51- 64.
- Dantas, J., Rodrigues, F., Rodrigues, J., & Capelletto, L. (2010). Determinantes do grau de evidenciação de risco de crédito pelos bancos brasileiros. *Revista Contabilidade e Finanças, USP, São Paulo*, v. 21, n. 52, janeiro/abril.
- Das, B. (2014). Investment in Treasury Bills and Treasury Bonds in 2013: A Study of Bangladesh. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*. Vol. 2, No. 2, pp. 182-187.
- Davies, M. (2011). The rise of sovereign credit risk: implications for financial stability. *BIS Quarterly Review*, September.
- Dejong, D., & Whiteman, C. (1991). Reconsidering trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 28, pp. 221-254.

- Delechat, C., Arbelaez, C., Muthoora, M., & Vtyurina, S. (2014). The determinants of banks' liquidity buffers in Central America. *Monetaria*, January-June.
- Delis, M., Tran, K., & Tsionas, E. (2012). Quantifying and explaining parameter heterogeneity in the capital regulation-bank risk nexus. *Journal of Financial Stability*, 8(2), pp. 57-68.
- Dell'Araccia, G., Ferreira, C., Jenkinson, N., Laeven, L., Martin, A., Minoiu, C., & Popov, A. (2018). Managing the sovereign-bank nexus. European Central Bank, ECB Working Paper Series No 2177.
- Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E., & Tressel, T. (2006). Banking on the Principles: Compliance with Basel Core Principles and Bank Soundness. IMF Working Paper WP/06/242.
- Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E., & Levine, R. (2012). The Evolving Importance of Banks and Securities Markets. NBER Working Paper No. 18004.
- Dhillon, U., Lasser, D., & Watanbe, T. (1997). Volatility, information and double versus walrasian auction pricing in US and Japanese futures markets. *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 1045–1061.
- Diaconu, I., & Oanea, D. (2014). The Main Determinants of Bank's Stability. Evidence from Romanian Banking Sector. *Procedia Economics and Finance*, vol. 16, pp. 329-335.
- Diaconu, I., & Oanea, D. C. (2015). Determinants of bank's stability. Evidence from CreditCoop. *Procedia Economics and Finance*, vol. 32, pp. 488 – 495.
- Diamond, D., & Rajan, R. (1999). Liquidity Risk, Liquidity Creation and Financial Fragility: A Theory of Banking. NBER Working Paper No. 7430.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4.
- Dougherty, C. (2006) *Introduction to econometrics*, 3 ed., Oxford University Press, Oxford.
- Dupont, D., & Sack, B. (1999). The Treasury Securities Market: Overview and Recent Developments. *Federal Reserve Bulletin*, December, pp. 785-806.
- Egesa, K., Ocaya, B., Atuhairu, L., Mwangi, Y., Makumbi, T., & Mugisha, X. (2015). Determinants of Investment in Government Securities by Banks in Uganda. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*. Vol. 3, No. 3, pp. 294-302.

- Eljelly, A. (2004). Liquidity-Profitability Tradeoff: An Empirical Investigation in an Emerging Market. *International Journal of Commerce and Management*, 14(2), pp. 48-61.
- European Central Bank. (2015). New and timely statistical indicators on government debt securities. *Statistics Paper Series No 8*.
- Ferreira, P. (2016). *Princípios de econometria*. 2ª ed. Rei dos livros: Lisboa.
- Firat, E. (2016). Is real GDP stationary? Evidence from some unit root tests for the advanced economies. *Journal of Social and Economic Statistics*, Vol. 5, No. 2, Winter.
- Fitch Ratings. (2019). Rating Navigator - Cabo Verde. doi: https://app.fitchconnect.com/search/research/article/RPT_10059918 [04 de abril de 2019].
- Gastwirth, J., Gel, Y., & Miao, W. (2009). The Impact of Levene's Test of Equality of Variances on Statistical Theory and Practice. *Statistical Science*, Vol. 24, No. 3, pp. 343–360.
- Gennaioli, N., Martin, A., & Rossi, S. (2014). Sovereign default, domestic banks, and financial institutions. *Journal of Finance*, Vol. LXIX, No. 2, pp. 819–866.
- Gennaioli, N., Martin, A., & Rossi, S. (2018). Banks, government Bonds, and Default: What do the data Say? *Journal of Monetary Economics*, pp. 1–16.
- Gharaibeh, A., (2018). Empirical Evidence of the Determinants of Commercial Banks Profitability in Bahrain. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences (JETEMS)* 6(5), pp. 299-314.
- Ghassan, H. (2017). New alternative measuring financial stability. *Munich Personal RePEc Archive*, MPRA Paper No. 80508.
- Ghenimi, A., Chaibi, H., & Omri, M. (2017). The effects of liquidity risk and credit risk on bank stability: Evidence from the MENA region. *Borsa Istanbul Review* 17-4, pp. 238-248.
- Goddard, J., Molyneux, P., & Wilson, J. (2004). The Profitability of European Banks: a cross-sectional and dynamic panel analysis. *The Manchester School*, Vol. 72 No. 3, 1463–6786, pp. 363–381.
- Gorton, G., & Huang, L. (2002). Liquidity, Efficiency and Bank Bailouts. *NBER Working Paper No. 9158*.
- Gorton, G., & Winton, A. (2002). Financial Intermediation. *NBER Working Paper No. 8928*.

- Gorton, G. (2016). The History and Economics of Safe Assets. NBER Working Paper No. 22210.
- Greene, W. (2002). *Econometric Analysis*, 5th. New York University, New Jersey. Cap. 20, pp. 608-660.
- Greene, W. (2007). *Econometrics analysis*. 6 ed. New Jearsey: Pearson Prentice Hall.
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis*, 7th ed. New York: Pearson.
- Gropp, R., Gründl, C., & Guettler, A. (2014). The Impact of Public Guarantees on Bank Risk Taking: Evidence from a Natural Experiment. *Review of Finance*, 18, pp. 457-488.
- Gujarati, D. (2006). *Econometria Básica*, 4ª Edição. Rio de Janeiro. Elsevier-Campus.
- Gujarati, D., & Porter, D. (2011). *Econometria Básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH.
- Gunsel, N. (2008). Micro and Macro Determinants of Bank Fragility in North Cyprus Economy. *European Journal of Scientific Research*, Issue 22.
- Haig, B. (2003). What Is a Spurious Correlation? *Understanding Statistics*, 2(2), pp. 125-132.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R., & Tatham, R. (1998). *Multivariate data analysis* (Vol. 5, No. 3, pp. 207-219). Upper Saddle River, NJ: Prentice hall.
- Hair, Jr., J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate Data Analysis*, 7th Edition (Pearson New International Edition). Pearson Education Limited.
- Haubrich, J., & Wachtel, P. (1993). Capital requirements and shifts in commercial bank portfolios. New York Salomon Center, Leonard N. Stern School of Business.
- Hauer, D. (2009). Public debt and financial development. *Journal of Development Economics* 88, pp. 171–183.
- Hausman, J. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46, pp. 1251–1271.
- Heckman, J. (1979). Sample error. *Econometrica* 47, pp. 153–161.
- Hermann, J. (2011). Bancos públicos em sistemas financeiros maduros: perspectivas teóricas e desafios para os países em desenvolvimento. *Revista de Economia Política*, vol. 31, n° 3 (123), pp. 397-414.

- Hesse, H., & Čihák, M. (2007). Cooperative Banks and Financial Stability. IMF Working Paper WP/07/2, International Monetary Fund.
- Hoffmann, P. (2011). Determinants of the Profitability of the US Banking Industry. *International Journal of Business and Social Science*, Vol. 2, No. 22.
- Hogan, T. (2015). Capital and risk in commercial banking: A comparison of capital and risk-based capital ratios. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 57, pp. 32–45.
- Holton, G. (2003). *Value at Risk: Theory and Practice*. Academic Press, USA.
- Ilgun, M. (2016). Financial development and domestic public debt in emerging economies: a panel cointegration analysis. *Journal of Applied Economics and Business Research*, 6(4), pp. 284-296.
- Imbierowicz, B., & Rauch, C. (2014). The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking and Finance*, 40, pp. 242-256.
- International Monetary Fund (IMF). (2014). *Spain: Financial Sector Reform—Final Progress Report*. February (Washington).
- International Monetary Fund (IMF). (2016). *Cabo Verde: selected issues*. IMF Country Report No. 16/367.
- International Monetary Fund (IMF). (2018). *Cape Verde: Debt Sustainability Analysis*. IMF Country Report No. 18/104.
- İskenderoğlu, Ö., & Tomak, S. (2013). Competition and Stability: An Analysis of the Turkish Banking System. *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 3, No. 3, pp. 752-762.
- Islam, M., & Nishiyama, S. (2016). The Determinants of Bank Profitability: Dynamic Panel Evidence from South Asian Countries. *Journal of Applied Finance and Banking* 6, pp. 77–97.
- Jarque, C., & Bera, A. (1987) A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Review*, vol. 55, N°. 2, pp. 163-172.
- Kantorowicz, J. (2020). The Role and Effectiveness of the G20. In: Hosli M., Selleslaghs J. (eds) *The Changing Global Order*. United Nations University Series on Regionalism, vol 17. Springer, Cham, pp 337-358.

- Kanwal, S., & Nadeem, M. (2013). The Impact of Macroeconomic Variables on the Profitability Of Listed Commercial Banks In Pakistan. *European Journal of Business and Social Sciences*, Vol. 2, No. 9, pp. 186-201.
- Karim, N., Alhabshi, S., Kassim, S., & Haron, R. (2018). Measuring Bank Stability: A Comparative Analysis Between Islamic and Conventional Banks in Malaysia. Chapter 16. F. Noordin *et al.* (eds.), *Proceedings of the 2nd Advances in Business Research International Conference*.
- Karolyi, A., & Stulz, R. (2003). Are financial assets priced locally or globally? In: Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R.M. (Eds.) *The Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier, Amsterdam, pp. 975–1020.
- Kassem, M., Awdeh, A., & EL-Moussawi, C. (2014). Evaluation of Banking Fragility: Evidence from Banks in the MENA Region. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 124.
- Kedir, A., Iftikhar, S., Murinde, V., & Kamgnia, B. (2018): Bank fragility in Africa: GMM dynamic panel data evidence, *Transnational Corporations Review*.
- Keeton, W. (1994). Causes of the recent increase in bank security holdings. *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Kansas City*, pp. 45.
- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics*: Blackwell publishing: Malden Massachusetts.
- Klomp, J., & Haan De, J. (2013). Bank regulation, the quality of institutions and banking risk in emerging and developing countries: An empirical analysis. Mimeo, pp. 1–57.
- Kumhof, M. (2004). Fiscal Crisis Resolution: Taxation versus Inflation. Meeting Paper No. 874 (New York: Society for Economic Dynamics).
- Kumhof, M., & Tanner, E. (2005). Government Debt: A Key Role in Financial Intermediation. IMF Working Paper WP/05/57.
- Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, Volume 93, Issue 2, pp. 259-275.
- Lanine, G., & Vennet, R.V., (2006). Failure prediction in the Russian bank sector with logit and trait recognition models. *Expert Systems with Applications*, 30(3), pp. 463-478.
- Lepetit, L., & Strobel, F. (2015). Bank insolvency risk and Z-score measures: A refinement. *Finance Research Letters*, 13, pp. 214-224.

- Levene, H. (1960). Robust tests for the equality of variance. In Olkin I. (Ed.),
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2). pp. 688-726.
- Lieberman, M., Barbosa, K., & Pires, J. (2018). Falência Bancária e Capital Regulatório: Evidência para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 72(1), pp. 80–116.
- Maddala, G., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631-652.
- Magnus, M., & Ciucci, M. (2017). Banks' exposures to Home sovereign bonds. Economic Governance Support Unit (EGOV) of the European Parliament.
- Marcela, S., Gadea, M., & Serrano, J. (2003). PPP and Structural Breaks: The Peseta Sterling Rate, 50 Years of Floating Regime. *Journal of International Money and Finance*, 22, pp. 613–627.
- Mariathanan, M., Merrouche, O., & Werger, C. (2016). Bailouts And Moral Hazard: How Implicit Government Guarantees Affect Financial Stability. In C. Werger. (Ed.). *Bank Regulation in a Post-Financial Crisis Landscape: Essays of the Interaction Between Financial Institutions* (Thesis, Chap. 2., pp. 27-58). European University Institute, Italy.
- Marques, L. (2000). Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: revisão de literatura. Centro de Estudos Macroeconómicos e Previsão. Faculdade de Economia da Universidade do Porto.
- Matyas, L., & P. Sevestre. (eds.). (2008). *The Econometrics of Panel Data*, Springer Verlag, Third Completely New Edition.
- Mazurek, J., & Mielcová, E. (2013). The Evaluation of Economic Recession Magnitude: Introduction and Application. *Prague Economic Papers* 2, pp. 182-205.
- Mehta, A., & Bhavani, G. (2017). What Determines Banks' Profitability? Evidence from Emerging Markets - the Case of the UAE. *Banking Sector Accounting and Finance Research* Vol. 6, No. 1.
- Ministério das Finanças de Cabo Verde. (2020). Boletim estatístico da dívida pública nº 11. Direção Geral do Tesouro.
- Molyneux, P., & Thornton, J. (1992). Determinants of European bank profitability: A note. *Journal of Banking and Finance*, 16, pp. 1173-1178.

- Moussa, M. (2015). The determinants of bank liquidity: case of Tunisia. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), pp. 249–259.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross-section data. *Econometrica*, 46, pp. 69–85.
- Ncube, M., & Brixiová, Z. (2015). Public Debt Sustainability in Africa: Building Resilience and Challenges Ahead. Institute for the Study of Labor, IZA Policy Paper No. 101.
- Noman, A., Chowdhury, M., Chowdhury, N., Kabir, M., & Pervin, S. (2015). The Effect of Bank Specific and Macroeconomic Determinants of Banking Profitability: A Study on Bangladesh. *International Journal of Business and Management* 10, pp. 287–97.
- Nyantakyi, E., & Sy, M. (2015). The Banking System in Africa: Main Facts and Challenges. *Africa Economic Brief*, Volume 6 Issue 5.
- Oduor, J., Ngoka, K., & Odongo, M. (2017). Capital requirement, bank competition and stability in Africa. *Review of Development Finance* 7, pp. 45–51.
- Ogawa, K., & Imai, K. (2014). Why do commercial banks hold government bonds? The case of Japan. *Journal of The Japanese and International Economies* 34, pp. 201–216.
- Orji, M., Omale, S., Kate, C., & Solomon, J. (2016). The Role of Liquidity and Profitability as a Tool for Effective Cash Management in Nigerian Commercial Banks. *American Journal of Theoretical and Applied Business* 2016; 2(4), pp. 38-45.
- Panizza, U. (2008). Domestic and external public debt in developing countries. United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). Discussion Papers No. 188.
- Parra-Frutos, I. (2013). Testing homogeneity of variances with unequal sample sizes. *Comput Stat* 28, pp. 1269–1297.
- Pearson, K. (1920). Notes on the History of Correlation. s.l.: Biometrika Trust, Oct. Vol. 13, 1.
- Petria, N., Capraru, B., & Ilnatov, I. (2015). Determinants of banks' profitability: evidence from EU 27 banking Systems. *Procedia Economics and Finance* 20, pp. 518–524.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for Unit Roots in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Podstawski, M., & Velinov, A. (2018). The state dependent impact of bank exposure on sovereign risk. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 88, pp. 63-75.

- Poghosyan, T., & Cihák, M., (2009). Distress in European Banks: An Analysis Based on a New Dataset. IMF Working Papers, Vol., pp. 1-37.
- Pop, G. (2011). Cape Verde. In Remittance Markets in Africa. Ed. Dilip Ratha e Sanket Mohapatra. Washington, DC: World Bank, pp. 91-111.
- Popov, A., & Van Horen, N. (2013). The Impact of Sovereign Debt Exposure on Bank Lending: Evidence from the European Debt Crisis. DNB Working Paper 382.
- Rahman, M., Hamid, M., & Khan, M. (2015). Determinants of Bank Profitability: Empirical Evidence from Bangladesh. International Journal of Business and Management; Vol. 10, No. 8.
- Rajhi, W., & Hassairi, S. (2013). Islamic banks and financial stability: a comparative empirical analysis between MENA and southeast Asian countries. *Région et Développement*, 37(1), pp. 1–31.
- Ratnovski, L. (2013). Liquidity and transparency in bank risk management. *Journal of Financial Intermediation*, 22(3), pp. 422–439.
- Reis, V. (2010). Desenvolvimento em Cabo Verde: As opções estratégicas e o investimento directo estrangeiro. Lisboa: Mimographus.
- Reinhart, C., & Rogoff, K. (2011). From Financial Crash to Debt Crisis. *American Economic Review* 101, pp. 1676–1706.
- Reinhart, C., & Sbrancia, M. (2011). The Liquidation of Government Debt. NBER Working Paper No. 16893.
- Resende-Santos, J. (2019). Cape Verde and the risks of tourism specialisation: the tourism option for Africa's small states. *Journal of Contemporary African Studies*, 37:1, pp. 148-168.
- Riboldi, J., Barbian, M., Kolowski, A., Selau, L., & Torman, V. (2014). Precisão e poder de testes de homocedasticidade paramétricos e não-paramétricos avaliados por simulação. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.32, n.3, pp. 334-344.
- Rodrigues, A. (1993). Government securities investments of commercial banks. *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of New York*, pp. 39-53.
- Roman, A., & Şargu, A. (2013). Analysing the financial soundness of the commercial banks in Romania: An approach based on the camels framework. *Procedia Economics and Finance*, 6(13), pp. 703–712.

- Roy, A. (1952). Safety first and the holding of assets. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 20(3), pp. 431–450.
- Sahyouni, A., & Wang, M. (2018). The determinants of Bank Profitability: Does Liquidity Creation matter? *Journal of Economics and Financial Analysis*, Vol. 2, No. 2, pp. 61-85.
- Shen, C., Kao, L., & Yeh, C. (2018). Bank Liquidity Risk and Performance. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*.
- Shijaku, G. (2017). Bank Stability and Competition: Evidence from Albanian Banking Market. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 10(19), pp. 127-154.
- Singh, A., & Sharma, A. (2016). An empirical analysis of macroeconomic and bank-specific factors affecting liquidity of indian banks. *Future Business Journal* 2, pp. 40–53.
- Smith, R., & Fuertes, A. (2010). *Panel Time-Series*, London, Cemmap.
- Snedecor, G., & Cochran, W. (1989), *Statistical Methods*, Oitava Edição, Iowa State University Press.
- Studenmund, A. (2005). *Using Econometrics: A Practical Guide* (5th edition). Boston: Addison-Wesley.
- Tan, Y. (2016). The impacts of risk and competition on bank profitability in China. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 40, pp. 85–110.
- Todorov, V. (2015). *Bank Failure and Bulgarian Sovereign Debt: A Year Later. Economy and Politics in The Post-Crisis World*, Varna, Science and Economics.
- Twining-Ward, L. (2010). *Cape Verde's Transformation: Tourism as a Driver of Growth*. Unpublished case study for the World Bank Group, Washington, D.C.: The World Bank.
- Vanhoose, D. (2007). Theories of bank behavior under capital regulation. *Journal of Banking and Finance*, 31(12), pp. 3680–3697.
- Vodová, P. (2011). Liquidity of Czech commercial banks and its determinants. *International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences*, 5(6), pp. 1060-1067.
- Wagner, W. (2007). The Liquidity of Bank Assets and Banking Stability. *Journal of Banking & Finance* 31(1), pp. 121-139.
- Wooldridge, J. (2001). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Wooldridge, J. (2005). *Introductory Econometrics, A Modern Approach*, 5th Ed. Michigan State University: Thomson South-Western.

Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: a Modern Approach*. 5th Edition. Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning.

World Bank & International Monetary Fund. (2001). *Developing government bond markets: a handbook*.

World Bank. (2017). *Cabo Verde: Access to Finance for MSMEs (P163015)*. Report No: PIDISDSA23210, Washington, D.C.: The World Bank.

World Bank. (2017a). *Manual de Empréstimos para Mutuários do Banco Mundial*. World Bank Group: Washington.

World Bank Group. (2019). *Cabo Verde - Country Partnership Framework for the Period FY20-25 (Portuguese)*. Washington, D.C.: World Bank Group.

Xu, T., Hu, K., & Das, U. (2019). *Bank Profitability and Financial Stability*. IMF Working Paper WP/19/5.

Yeyati, E., & Micco, A. (2007). *Concentration and foreign penetration in Latin American banking sectors: Impact on competition and risk*. *Journal of Banking and Finance*, 31(6), pp. 1633-1647.

Yıldırım, S., Özdemir, B., & Doğan, B. (2013). *Is there a persistent inflation in OECD energy prices? Evidence from panel unit root tests*. *International Conference on Applied Economics (ICOAE) 2013*. *Procedia Economics and Finance* 5, pp. 809 – 818.

Yüksel, S., Mukhtarov, S., Mammadov, E., & Özsari, M. (2018). *Determinants of Profitability in the Banking Sector: An Analysis of Post-Soviet Countries*. *Economies*, 6, 41.

Apêndices

Tabela A2.1: Principais indicadores económicos macroeconómicos de Cabo Verde (2000-2017)

Principais Indicadores Macroeconómicos	Unidades	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Contas Nacionais, Preços e Emprego																			
Produto Interno Bruto ¹	taxa de crescimento real %	7.9	5,3	5,2	4,4	4,3	6,4	9,4	7,9	6,7	-1,3	1,5	4,0	1,1	0,8	0,6	1,0	4,7	4,0
Inflação Média Anual	taxa variação em %	-2.4	3,7	1,9	1,2	-1,9	0,4	4,8	4,4	6,8	1,0	2,1	4,5	2,5	1,5	-0,2	0,1	-1,4	0,8
Taxa de juro real*	taxa variação em %							5,9	1,7	6,2	8,6	10,5	7,0	9,3	9,0	11,1	8,5	9,9	8,7
Taxa de Desemprego* ²	em % da população ativa	10.7	10,7	10,8	10,8	10,7	10,6	10,4	10,3	10,2	10,6	10,7	10,9	11,2	11,5	11,7	11,9	12,1	12,2
Setor Monetário e Financeiro																			
Crédito à Economia ³	em % do PIB	25.6	27,6	30,0	31,3	33,2	34,7	40,4	42,5	49,5	54,9	59,8	62,4	61,6	61,2	61,1	61,1	60,6	62,2
Depósitos a Prazo e de Poupança de Emigrantes	em % do PIB	14.6	17,1	20,2	21,6	23,6	25,1	24,6	23,3	21,8	23,2	24,3	25,0	26,8	28,4	30,4	31,4	31,5	29,8
Setor Externo																			
Remessas de Emigrantes	em % do PIB	13.5	12,2	13,3	11,4	10,5	12,2	10,8	9,1	9,0	8,4	8,5	10,1	10,1	9,4	10,5	12,5	11,4	12,0
Receitas Brutas de Turismo	em % do PIB	6.4	8,3	8,5	9,1	9,0	10,4	15,8	19,3	18,9	15,5	16,1	20,0	21,5	21,7	20,8	20,6	21,1	23,1
Investimento Direto Estrangeiro	em % do PIB	6.6	1,9	5,4	3,5	6,3	7,3	10,4	12,6	15,4	10,2	9,6	8,7	7,2	3,8	9,7	6,0	7,7	6,3
Finanças Públicas																			
Saldo Orçamental ⁴	em % do PIB	-6.7	-6,3	-3,9	-3,8	-0,8	-2,9	-3,1	1,2	-1,6	-5,8	10,5	-7,7	12,4	-9,3	-7,4	-3,8	-3,5	-3,1
Stock da Dívida Externa	em % do PIB	44.3	46,6	48,3	46,0	44,7	45,4	42,7	39,9	38,5	42,8	50,8	56,9	68,1	78,3	89,0	97,1	97,5	92,3
Stock da Dívida Interna ⁵	em % do PIB	20.8	21,7	27,4	25,9	26,0	28,1	26,1	22,6	18,6	20,0	21,4	22,6	23,2	24,2	26,9	29,0	32,4	33,0

Fontes: Banco de Cabo Verde; *Indicadores do Desenvolvimento do Banco Mundial

Notas: ¹Os valores do PIB para 2017 correspondem a estimativas das contas nacionais trimestrais do Instituto Nacional de Estatísticas; ²Estimativa da Organização Internacional do Trabalho (OIT)/Banco Mundial; ³Não inclui dívida titulada das Sociedades Não Financeiras; ⁴Resultado Global incluindo Donativos; ⁵Exclui os Títulos Consolidados de Mobilização Financeira (TCMF).

Tabela A4.1: Matriz de correlação

Correlação Probabilidade	TITULO	CAP	LIQ	SIZE	CRED	ROA	IMPAR	PIB	JURO
TITULO	1.000000								
CAP	0.090098	1.000000							
LIQ	0.314442***	-0.060293	1.000000						
SIZE	-0.108815	-0.541641***	-0.065558	1.000000					
CRED	-0.146615	-0.538483***	-0.072270	0.342069***	1.000000				
ROA	-0.115179	-0.492614***	0.274682**	0.342043***	0.250392**	1.000000			
IMPAR	0.188103*	0.030438	0.306465***	-0.086812	-0.222155**	0.298267***	1.000000		
PIB	0.200485*	-0.130939	0.456088***	-0.071140	-0.157548	0.229503**	0.291006***	1.000000	
JURO	0.224582**	0.223424**	0.265687**	-0.137676	-0.184053*	-0.101461	0.036752	-0.116148	1.000000

Notas: Onde TITULO é título de dívida pública; CAP é adequação de capital; LIQ é disponibilidade; SIZE é dimensão do banco; CRED é créditos a clientes; ROA é rentabilidade dos ativos; IMPAR é imparidade; PIB é crescimento económico; e JURO é taxa de juro real.

Nível de significância estatística: *** para nível de significância de 1%; ** para nível de significância de 5%; e * para nível de significância de 10%.

Tabela A4.2: Resultados de estimação dos modelos

Variáveis	Variáveis explicativas desfasadas de acordo com os modelos de Affinito <i>et al.</i> (2016) e Gennaioli <i>et al.</i> (2018)			Variáveis explicativas contemporâneas		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Factores específicos do banco (interno)						
C	3.903419	6.239657*	5.099560***	-2.525978	4.088836	4.475392*
TITULO(-1)	0.495575***	0.499287***	0.513658***	0.440409***	0.828863***	0.472336***
TITULO(-2)					-0.128597	
CAP				-0.007303	-0.123307	-0.036559
CAP(-1)	-0.198039**	-0.204120***	-0.203706***	-0.183981*	-0.113254	-0.187530**
SIZE				1.906667		
SIZE(-1)	0.256236			-0.967562		
CRED				-0.014426	-0.006312	
CRED(-1)	-0.020951	-0.015618		-0.030719	-0.017510	
ROA				0.886873	0.483288	0.861763
ROA(-1)	-0.648526	-0.650188	-0.657467	-1.065262*	-1.885663***	-1.048692*
IMPAR				0.001015	-0.002300	0.004427
IMPAR(-1)	0.003472	0.003177	0.004140	0.000314	0.003486	0.001496
Factores macroeconómicos (externos)						
JURO				0.133042	0.220222*	0.118085
JURO(-1)	0.367527***	0.364718***	0.372312***	0.357854*	0.296987**	0.359872***
R ²	0.7774	0.7772	0.7767	0.7881	0.7750	0.7847
R ² ajustado	0.7329	0.7367	0.7400	0.7199	0.7321	0.7334
Estatística F:	17.4638	19.1848	21.1853	11.5497	18.0799	15.3058
Prob(estat. F):	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Modelo adequado :	Efeitos fixos	Efeitos fixos	Efeitos fixos	Efeitos fixos	Efeitos Pooled	Efeitos fixos
Nº observações:	79	79	79	79	76	79

Notas: Onde TITULO é título de dívida pública; CAP é adequação de capital; SIZE é dimensão do banco; CRED é créditos a clientes; ROA é rentabilidade dos ativos; IMPAR é imparidade; e, JURO é taxa de juro real.

Nível de significância estatística: *** Coeficiente significativo a 1%; ** Coeficiente significativo a 5%; * Coeficiente significativo a 10%.

Tabela A4.3: Resultados dos testes de diagnóstico

Testes \ Modelos		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Teste de Chow	Estatística F:	3.7708	3.8159	4.1670	3.3243	1.7389	3.9564
	Prob.:	0.0028	0.0025	0.0013	0.0069	0.1285	0.0020
	g.l.:	(6,65)	(6,66)	(6,67)	(6,59)	(6,57)	(6,63)
	Modelo adequado de efeitos:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Pooled	Fixos
Teste LM de Breusch-Pagan	Teste LM (X^2):					0.0030	
	Prob.:					0.9564	
	Modelo adequado de efeitos:					Pooled	
Teste de Hausman	Teste de Hausman (X^2):		22.8957	3.1230			
	Prob.:		0.0008	0.6810			
	g.l.:		6	5			
	Modelo adequado de efeitos:		Fixos	Aleatórios			
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	12.1926	12.8908	11.2832	1.6193	15.2336	1.3600
	Prob.:	0.0023	0.0016	0.0035	0.4450	0.0005	0.5066
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X^2):				37.231		73.674
	Teste de Levene (F):	1.3739	1.6769	1.5068		1.2845	
	Prob.:	0.2512	0.1644	0.2089	0.2930	0.2862	0.0611
	g.l.:	(4,74)	(4,74)	(4,74)	3	(3,72)	3
Autocorrelação (regressão auxiliar)	Ordem de autocorrelação (AR):	1	1	1	1	2	1
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.6129 (0.8432)	0.6673 (0.8432)	0.6648 (0.7774)	0.6917 (0.8155)	1.3017 (0.2424)	0.8743 (0.6001)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	0.4037 (0.5277)	0.4193 (0.5198)	0.1163 (0.7343)	0.1798 (0.6733)	0.0637 (0.9383)	0.2109 (0.6478)

Nota: (1), (2) e (3) referem aos modelos cujas variáveis explicativas são desfasadas de acordo com os modelos de Affinito *et al.* (2016) e Gennaioli *et al.* (2018); (4), (5) e (6) referem-se aos modelos cujas variáveis explicativas são contemporâneas (embora com a introdução do termo autoregressivo para corrigir autocorrelação serial).

Tabela A5.1: Resultados de estimação dos modelos e testes de diagnóstico para a variável dependente D(RLIQ) corrigidos dos problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade

Variáveis	Modelos sem inclusão de TCMF				Modelos com inclusão de TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)
	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Factores específicos do banco (interno)								
C	20.01266	45.34581*	54.07740**	16.79272	24.88665	33.88737	45.68764*	2.677990
D(RLIQ(-1))	0.054496	-0.090957	-0.105192	-0.106835	0.048516	-0.085138	-0.100055	-0.087380
D(RLIQ(-2))	-0.018319	-0.064547			-0.028644	-0.052175		
SIZE	-66.70449***	-60.35557***	-63.67907***	-0.964198	-65.64233***	-60.40705***	-63.95833***	0.047419
SIZE(-1)	93.12162***	57.47562***	60.10870***		91.48740***	58.41353***	60.99389***	
SIZE(-2)	-27.20607**				-26.84063**			
CAPITAL	-0.311747	-0.885625*	-1.210890***	-0.255666	-0.398492	-0.868972*	-1.199106***	-0.154470
CAPITAL(-1)	0.299121	0.595418	0.877839***		0.324176	0.627364	0.913767***	
CAPITAL(-2)	-0.096559				-0.086673			
D(DEPOSITO)	-1.559858***	-1.387787***	-1.234768***	-0.668707***	-1.548731***	-1.399212***	-1.249477***	-0.694045***
D(DEPOSITO(-1))	0.148066	-0.181071	-0.210783		0.159077	-0.196626	-0.218496	
D(DEPOSITO(-2))	0.215240				0.193508			
TITULO	0.130501	0.083503	-0.343032	-0.430575	0.087726	0.053997	-0.316533	-0.229735
TITULO(-1)	-0.984094*	-0.362016	0.107921		-0.985082*	-0.255323	0.158882	
TITULO(-2)	0.974596**				0.881576**			
Factores macroeconómicos (externos)								
JURO	-0.259999	-0.106668	-0.321129	-0.273633	-0.248529	-0.049501	-0.260428	-0.200349
JURO(-1)	-0.256235	-0.561618	-0.438984		-0.296458	-0.485541	-0.407360	
JURO(-2)	-0.262999				-0.299208			
INF	0.806138	0.049610	-0.303599	0.311212	0.724567	0.067887	-0.248097	0.569791
INF(-1)	-0.604817	-0.450557	-0.550249		-0.666849	-0.303768	-0.416563	
INF(-2)	-1.843310				-1.894784			
PIB	0.041892	0.875265	1.059781	1.195443*	0.079375	0.914087	1.076586	1.102498
PIB(-1)	-0.835469	0.824265	<u>0.686126</u>		-0.795373	0.807648	0.676873	
PIB(-2)	1.819517				1.828692			
R ²	0.775302	0.655622	0.628990	0.310727	0.773990	0.653755	0.627525	0.297131
R ² ajustado	0.660457	0.551659	0.536238	0.229636	0.658473	0.549229	0.534406	0.214440
Estadística F:	6.750836 (0.0000)	6.306298 (0.0000)	6.781382 (0.0000)	3.831835 (0.0000)	6.700253 (0.0000)	6.254434 (0.0000)	6.738981 (0.0000)	3.593286 (0.0016)
Teste de Chow (F):	0.365649 (0.8962)	0.748279 (0.6138)	0.692264 (0.6568)	0.892387 (0.5061)	0.455554 (0.8366)	0.795456 (0.5782)	0.709282 (0.6435)	1.100782 (0.3722)
Teste LM (X ²):	1.724449 (0.1891)	1.386087 (0.2391)	2.093801 (0.1479)	1.100111 (0.2942)	1.228618 (0.2677)	1.717214 (0.1901)	2.051432 (0.1521)	0.715371 (0.3977)
Teste de Hausman (X ²):								
Modelo de efeitos:	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled
Nº de observações:	69	70	76	77	69	70	76	77
Normalidade dos resíduos (Jarque-Bera)	4.158783 (0.125006)	0.481082 (0.786202)	3.147486 (0.207268)	16.48402 (0.000263)	2.966586 (0.226889)	0.722418 (0.696833)	3.775068 (0.151445)	19.60417 (0.0001)
Heteroscedasticidade:								
Teste de Bartlett (X ²): (Prob.):	5.532830 (0.2369)	1.044366 (0.9589)	14.68266 (0.0021)		4.591016 (0.3319)	3.069747 (0.6892)	1.795946 (0.6158)	
Teste de Levene (F): (Prob.):				1.294907 (0.2802)				1.087401 (0.3693)
Autocorrelação (regressão auxiliar):								
Ordem de autocorrelação (AR):	2	1	1	1	2	1	1	1
Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.9015 (0.6011)	0.5883 (0.8830)	0.2763 (0.9967)	0.5949 (0.7962)	0.7749 (0.7396)	0.5575 (0.9050)	0.2562 (0.9979)	0.5786 (0.8094)
Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	2.0151 (0.1516)	1.6214 (0.1119)	2.5847 (0.1140)	0.3352 (0.5648)	1.4117 (0.2600)	1.5297 (0.1331)	2.2463 (0.1400)	0.2457 (0.6219)

Nota: Nível de significância estatística: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Tabela A5.2: Resultados de estimação dos modelos e testes de diagnóstico para a variável dependente ROA corrigidos dos problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade

Variáveis	Modelos sem inclusão de TCMF				Modelos com inclusão de TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)
	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Factores específicos do banco (interno)								
C	1.479376	9.815418***	9.649458***	2.047457	6.089582	9.831926***	9.641117***	1.923783
ROA(-1))	0.311280**	0.098271	0.420245***	0.440614***	0.247497**	0.106071	0.436219***	0.533850***
ROA(-2))	0.071618	0.312663***			0.057647	0.319493***		
SIZE	1.036617*	0.690139	0.298235	-0.182058	-0.059994	0.744461*	0.376085	-0.169655
SIZE(-1)	-1.573501**	-1.406836***	-0.958703*		-0.787963	-1.462406***	-1.033431**	
SIZE(-2)	0.509132				0.373604			
CAPITAL	-0.067356**	-0.008001	-0.018994	-0.010636	-0.031607	-0.003257	-0.013375	-0.003558
CAPITAL(-1)	-0.004744	-0.060377***	-0.070411***		0.004903	-0.059419***	-0.070221***	
CAPITAL(-2)	0.058342***				0.041803**			
D(DEPOSITO)	0.014031	0.010108	0.009311	-0.003083	0.024342**	0.010722	0.010509	-0.003835
D(DEPOSITO(-1))	0.012328	0.017094**	0.018621**		0.010429	0.017495**	0.019650**	
D(DEPOSITO(-2))	-0.020868**				-0.006211			
TITULO	-0.067565***	-0.006991	0.027123	0.041497***	-0.037531	-0.010882	0.021191	0.014974
TITULO(-1)	0.053662**	0.039902**	0.018530		0.028291	0.035414**	0.012479	
TITULO(-2)	0.003030				0.018071			
Factores macroeconómicos (externos)								
JURO	-0.017966	-0.060899**	-0.059617*	-0.015165	-0.036852	-0.066510**	-0.066308*	-0.010657
JURO(-1)	-0.016396	-0.068919**	-0.083540**		-0.041431	-0.070257**	-0.084257**	
JURO(-2)	-0.012468				-0.020380			
INF	0.005376	0.000736	0.006591	0.020187	0.046277	-0.000379	0.003816	0.008716
INF(-1)	-0.078109	-0.155322**	-0.215445***		-0.085871	-0.161455**	-0.224568***	
INF(-2)	0.013051				-0.066215			
PIB	0.000661	-0.087268*	-0.124976**	-0.018466	-0.046365	-0.088999*	-0.126063**	0.009240
PIB(-1)	0.012007	0.016107	<u>0.057287</u>		-0.034500	0.017132	0.060126	
PIB(-2)	-0.006388				0.035225			
R ²	0.714647	0.834209	0.772454	0.733457	0.790422	0.830636	0.765099	0.678285
R ² ajustado	0.568799	0.765390	0.683963	0.678581	0.634581	0.760334	0.673749	0.643505
Estadística F:	4.899963 (0.0000)	12.12178 (0.0000)	8.729252 (0.0000)	13.36560 (0.0000)	5.072000 (0.0000)	11.81526 (0.0000)	8.375444 (0.0000)	19.50215 (0.0000)
Teste de Chow (F):	2.293804 (0.0543)	5.762020 (0.0001)	4.807249 (0.0005)	2.434599 (0.0343)	2.415758 (0.0442)	4.911293 (0.0005)	4.207638 (0.0015)	2.012251 (0.0759)
Teste LM (X ²):	0.288776 (0.5910)	2.096237 (0.1477)	0.036468 (0.8486)	0.002201 (0.9626)	0.188791 (0.6639)	2.277298 (0.1313)	0.117013 (0.7323)	0.000747 (0.9782)
Teste de Hausman (X ²):								
Modelo de efeitos:	Pooled	E. Fixos	E. Fixos	E. Fixos	E. Fixos	E. Fixos	E. Fixos	Pooled
Nº observações (n):	69	76	76	83	69	76	76	83
Normalidade dos resíduos (Jarque-Bera)	0.425554 (0.808336)	1.066820 (0.586601)	0.121615 (0.941004)	68.32618 (0.000000)	2.714309 (0.257392)	0.778708 (0.677496)	0.406127 (0.816227)	329.9740 (0.000000)
Heteroscedasticidade:								
Teste de Bartlett (X ²): (Prob.):	1.539622 (0.6732)	1.609686 (0.8071)	0.374566 (0.9960)		3.218708 (0.3591)	2.244425 (0.6909)	0.573765 (0.9892)	
Teste de Levene (F): (Prob.):				1.724435 (0.1390)				0.651812 (0.5842)
Autocorrelação (regressão auxiliar):								
Ordem de autocorrelação (AR):	2	1	1	2	2	1	1	2
Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	1.2185 (0.3024)	0.5278 (0.9496)	1.3348 (0.2013)	0.4343 (0.0067)	1.4096 (0.4034)	0.5536 (0.9358)	1.3956 (0.1681)	0.9704 (0.4787)
Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	0.9107 (0.4134)	-0.6673 (0.5080)	0.2790 (0.5999)	4.7008 (0.0133)	2.1484 (0.1395)	-0.5953 (0.5546)	0.6606 (0.5122)	0.2539 (0.7766)

Nota: Nível de significância estatística: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

O modelo (iv) sofre de autocorrelação. Daí não foi utilizado.

Tabela A5.3: Testes de hipóteses à propensão de longo prazo (teste de Wald)

Variáveis	D(RLIQ) (modelo <i>pooled</i>)		ROA (efeitos fixos)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
D(RLIQ)	H0: $\frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0		
ROA			H0: $\frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0
SIZE	H0: $\frac{(\beta_3 + \beta_4 + \beta_5)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_3 + \beta_4 + \beta_5)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_3 + \beta_4)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_3 + \beta_4)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0
CAPITAL	H0: $\frac{(\beta_6 + \beta_7 + \beta_8)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_6 + \beta_7 + \beta_8)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_5 + \beta_6)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_5 + \beta_6)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0
D(DEPOSITO)	H0: $\frac{(\beta_9 + \beta_{10} + \beta_{11})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_9 + \beta_{10} + \beta_{11})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_7 + \beta_8)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_7 + \beta_8)}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0
TITULO	H0: $\frac{(\beta_{12} + \beta_{13} + \beta_{14})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0		H0: $\frac{(\beta_9 + \beta_{10})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	
TITULO_TCM F		H0: $\frac{(\beta_{12} + \beta_{13} + \beta_{14})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0		H0: $\frac{(\beta_9 + \beta_{10})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0
JURO	H0: $\frac{(\beta_{15} + \beta_{16} + \beta_{17})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{15} + \beta_{16} + \beta_{17})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{11} + \beta_{12})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{11} + \beta_{12})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0
INF	H0: $\frac{(\beta_{18} + \beta_{19} + \beta_{20})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{18} + \beta_{19} + \beta_{20})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{13} + \beta_{14})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{13} + \beta_{14})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0
PIB	H0: $\frac{(\beta_{21} + \beta_{22} + \beta_{23})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{21} + \beta_{22} + \beta_{23})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{15} + \beta_{16})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0	H0: $\frac{(\beta_{15} + \beta_{16})}{(1 - \beta_1 - \beta_2)} = 0$ H1: Não H0

Nota: Se o resultado do teste t for maior que o valor crítico (1.96), logo a propensão de longo prazo é significativa à 5% de significância. Igualmente é analisado a significância das variáveis ao nível de 10%.

Tabela A5.4: Hipóteses dos testes à significância dos desfasamentos em relação aos modelos de equação

Modelos	Hipóteses
(1)	H0: $\beta_1=\beta_2=\beta_4=\beta_5=\beta_7=\beta_8=\beta_{10}=\beta_{11}=\beta_{13}=\beta_{14}=\beta_{16}=\beta_{17}=\beta_{19}=\beta_{20}=\beta_{22}=\beta_{23}=0$ H1: Não H0
(2)	H0: $\beta_1=\beta_2=\beta_4=\beta_5=\beta_7=\beta_8=\beta_{10}=\beta_{11}=\beta_{13}=\beta_{14}=\beta_{16}=\beta_{17}=\beta_{19}=\beta_{20}=\beta_{22}=\beta_{23}=0$ H1: Não H0
(3)	H0: $\beta_1=\beta_2=\beta_4=\beta_6=\beta_8=\beta_{10}=\beta_{12}=\beta_{14}=\beta_{16}=0$ H1: Não H0
(4)	H0: $\beta_1=\beta_2=\beta_4=\beta_6=\beta_8=\beta_{10}=\beta_{12}=\beta_{14}=\beta_{16}=0$ H1: Não H0

Tabela A5.5: Resultados dos testes à significância dos desfasamentos em relação aos modelos de equação (teste F)

Modelos	Resultados da Estatística F
(1)	5.197440 (0.000)
(2)	5.219443 (0.000)
(3)	15.07723 (0.000)
(4)	14.92767 (0.000)

Nota: Se o resultado do teste F for maior que o valor crítico (2.37), os desfasamentos são conjuntamente significativos à 5% de significância.

Tabela A6.1: Descrição das variáveis utilizadas na análise empírica

Modelo	Indicador	Notação	Variáveis	Definição	Medida	Relação esperada		
Variáveis dependentes								
Estabilidade financeira	Estabilidade bancária	Z-score_p	Estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos	(ROA+(equity/assets)/sd(ROA))	pontos de índice			
		Z-score_s	Estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos		pontos de índice			
Variáveis independentes							Z-score_p	Z-score_s
Controlo bancário	Ativos	SIZE	Dimensão do banco	Logaritmo de Ativos líquidos(log)	log	+	+	
		IMPAR	Imparidade de crédito	Imparidade/Credito Vencido	%	-	-	
		EXPDIV	Exposição aos títulos de dívida pública	Títulos de dívida pública/Ativos líquidos	%	+	+	
		EXPDIV_TCMF	Exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF	Títulos de dívida pública incluindo TCMF/Ativos líquidos	%	+	+	
	Liquidez	LIQ	Liquidez	Depósitos/Ativos líquidos	%	+	+	
	Rentabilidade	MARG	Margem financeira	Margem Financeira/Produto bancário	%	+	+	
	Risco	RCRED	Risco de crédito	Crédito Vencido/Crédito	%	-	-	
Ambiente económico	Dinâmica económica	PIB	Crescimento económico	Taxa de crescimento real do PIB (% , anual)	%	+	+	
		INF	Inflação	Taxa de inflação média anual	%	+/-	+/-	
		JURO	Taxa de juro real	Taxa de juro real anual	%	+/-	+/-	
	Endividamento público	DIVINT_tcmf	Dívida pública interna	Dívida pública interna/PIB	%	-	-	

Tabela A6.2: Matriz de correlação

Correlação Probabilidade	Z-SCORE_P	Z-SCORE_S	SIZE	LIQ	IMPAR	MARG	EXPDIV	EXPDIV_TCMF	PIB	DIVINT_TCMF
Z-SCORE_P	1.000000									
Z-SCORE_S	0.944227***	1.000000								
SIZE	0.368216***	0.396252***	1.000000							
LIQ	0.346170***	0.380924***	0.422044***	1.000000						
IMPAR	0.154585	0.251579**	0.036514	0.228864**	1.000000					
MARG	-0.087656	-0.140999	0.250976**	-0.000600	-0.221001*	1.000000				
EXPDIV	0.124481	0.158112	0.100466	-0.148721	0.306589***	-0.059764	1.000000			
EXPDIV_TCMF	0.152884	0.203425*	0.388272***	0.004999	0.347462***	-0.202407*	0.839703***	1.000000		
PIB	0.194802*	0.258433**	-0.014346	0.172958	0.377908***	-0.098438	0.226856**	0.250588**	1.000000	
DIVINT_TCMF	0.184344	0.110620	-0.039324	0.198585*	0.284182**	-0.044898	0.341528***	0.296588***	0.287702**	1.000000

Notas: Z-score_p é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; Z-score_s é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativo; SIZE é dimensão do banco; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; LIQ é liquidez; PIB é crescimento económico; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira). Os regressores, EXPDIV e EXPDIV_TCMF não utilizadas ao mesmo tempo. Nível de significância estatística: *** para nível de significância de 1%; ** para nível de significância de 5%; e * para nível de significância de 10%.

Tabela A6.3: Resultados da regressão de Z-score_p com variáveis explicativas contemporâneas

Variáveis	Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_p)							
	Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Fatores específicos do banco (interno)								
C	-13.54744***	-13.60048***	-13.58836***	-9.819220**	-13.55442***	-13.59741***	-11.39469***	-3.731916
Z-SCORE_P(-1)				0.174071			0.157429	0.309291***
SIZE	1.589480***	1.573335***	1.576173***	1.134873***	1.588586***	1.573556***	1.336285***	0.508153**
LIQ	-0.005184				-0.004728			
IMPAR	-0.002786	-0.002651			-0.002514	-0.002395		
MARG	-0.036760***	-0.037309***	-0.037863***	-0.033640**	-0.037512***	-0.038033***	-0.033853**	-0.023259**
EXPDIV/EXPDIV_TCMF	0.004668	0.003769	-0.001321	-0.021886	-0.003571	-0.004319	-0.038403	-0.025712
Fatores macroeconómicos								
PIB	0.098310	0.099174	0.091181		0.099196	0.099997	0.112011*	
DIVINT_TCMF	0.076334*	0.071767*	0.069084*	0.083089*	0.079540*	0.075377*	0.069401*	0.061174
R²:	0.4611	0.4605	0.4581	0.3899	0.4610	0.4606	0.4224	0.2629
R² ajustado:	0.3533	0.3624	0.3691	0.2781	0.3532	0.3625	0.3049	0.2070
Estatística F:	4.2777	4.6952	5.1483	3.4859	4.2771	4.6964	3.5953	4.7069
Prob(estat. F):	0.0000	0.0000	0.0000	0.0008	0.0000	0.0000	0.0005	0.0010
Modelo adequado de efeitos:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Pooled
Nº observações:	79	79	79	72	79	79	72	72

Notas: Z-score_P é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; SIZE é dimensão do banco; LIQ é liquidez; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; PIB é crescimento económico; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira). Nível de significância estatística: *** Coeficiente significante a 1%; ** Coeficiente significante a 5%; * Coeficiente significante a 10%.

Tabela A6.4: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score_p com variáveis explicativas contemporâneas

		Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_p)							
		Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
Testes\ Modelos		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Teste de Chow	Estatística F:	4.3589	4.7981	4.7991	2.3075	4.1274	4.2796	2.3057	2.1244
	Prob.:	0.0009	0.0004	0.0004	0.0453	0.0014	0.0011	0.0457	0.0635
	g.l.:	(6,65)	(6,66)	(6,67)	(6,60)	(6,65)	(6,66)	(6,59)	(6,60)
	Modelo adequado:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Pooled
Tete LM de Breusch-Pagan	Est. teste LM (X ²):				0.4294			0.5089	0.4639
	Prob.:				0.5123			0.4756	0.4958
	Modelo adequado:				Pooled			Pooled	Pooled
Teste de Hausman	Est. teste de Hausman (X ²):		28.7888	12.0037	13.7836		25.6775	13.8343	12.2585
	Prob.:		0.0001	0.00347	0.0170		0.0003	0.0315	0.0314
	g.l.:		6	5	5		6	6	5
	Modelo adequado:		Fixos	Fixos	Fixos		Fixos	Fixos	Fixos
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	212.1199	213.1269	246.3033	490.3673	208.2154	209.2808	527.2963	1014.556
	Prob.:	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X ²):								
	Teste de Levene (F):	1.1023	1.2004	1.2409	1.0631	1.2736	1.1775	1.7039	2.2574
	Prob.:	0.3619	0.3179	0.3011	0.3817	0.2881	0.3277	0.1594	0.0896
	g.l.:	(4, 74)	(4, 74)	(4, 74)	(4, 67)	(4, 74)	(4, 74)	(4, 67)	(3, 68)
	Ordem de autocorrelação (AR):	1	1	1	1	1	1	1	1
Autocorrelação (regressão auxiliar)	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.2195 (0.9984)	0.1682 (0.9994)	0.1789 (0.9988)	0.0957 (0.9999)	0.2186 (0.9984)	0.1669 (0.9995)	0.1123 (0.9999)	0.3318 (0.9175)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	1.1031 (0.2980)	0.8583 (0.3589)	0.8477 (0.3610)	0.0679 (0.7954)	1.0725 (0.3048)	0.8252 (0.3674)	0.0166 (0.8979)	1.8525 (0.1788)

Tabela A6.5: Resultados da regressão de Z-score_s com variáveis explicativas contemporâneas

Variáveis	Modelo cuja variável dependente é medida sem a ponderação pelo risco dos ativos - capitalização simples (Z-score_s)							
	Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Factores específicos do banco (interno)								
C	-8.662449***	-8.749616***	-8.756226***	-4.820063	-8.725134***	-8.799633***	-8.826961***	-4.624770
Z-SCORE_S(-1)				0.270030**				0.271830**
SIZE	1.174572***	1.148043***	1.146496***	0.649772**	1.177251***	1.151203***	1.150502***	0.634383**
LIQ	-0.008518				-0.008193			
IMPAR	0.001224	0.001445			0.001479	0.001685		
MARG	-0.031270***	-0.032173***	-0.031871***	-0.025591***	-0.031663***	-0.032565***	-0.032194***	-0.026144***
EXPDIV/EXPDIV_TCMF	0.012474	0.010996	0.013771	-0.010362	0.005124	0.003828	0.006220	-0.015257
Factores macroeconómicos (externos)								
PIB	0.082202*	0.083620*	0.087976*		0.082751*	0.084140*	0.089333*	
DIVINT_TCMF	0.033061	0.025556	0.027019	0.045960	0.035639	0.028424	0.030442	0.048351
R²:	0.5235	0.5212	0.5201	0.4845	0.5224	0.5203	0.5187	0.4862
R² ajustado:	0.4282	0.4342	0.4413	0.3899	0.4268	0.4331	0.4397	0.3920
Estatística F:	5.4925	5.9878	6.6012	5.1260	5.4683	5.9655	6.5651	5.1620
Prob(estat. F):	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Modelo adequado de efeitos:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos
Nº observações:	79	79	79	72	79	79	79	72

Notas: Z-score_S é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos; SIZE é dimensão do banco; LIQ é liquidez; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; PIB é crescimento económico; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira). Nível de significância estatística: *** Coeficiente significativo a 1%; ** Coeficiente significativo a 5%; * Coeficiente significativo a 10%.

Tabela A6.6: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score_s com variáveis explicativas contemporâneas

		Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_s)							
		Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
Testes \ Modelos		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
	Teste de Chow	Estatística F:	4.7175	5.3514	5.5797	2.5350	4.6634	4.8857	5.2306
Prob.:		0.0005	0.0001	0.0001	0.0297	0.0005	0.003	0.0002	0.0297
g.l.:		(6,65)	(6,66)	(6,67)	(6,60)	(6,65)	(6,66)	(6,67)	(6,60)
Modelo adequado:		Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos
Tete LM de Breusch-Pagan	Est. teste LM (X ²):				0.5596				0.6678
	Prob.:				0.4544				0.4138
	Modelo adequado:				Pooled				Pooled
Teste de Hausman	Est. teste de Hausman (X ²):		32.1081	29.8313	14.8853		29.3145	22.7182	12.8831
	Prob.:		0.0000	0.0000	0.0109		0.0001	0.0004	0.0245
	g.l.:		6	5	5		6	5	5
	Modelo adequado:		Fixos	Fixos	Fixos		Fixos	Fixos	Fixos
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	0.0206	0.0374	0.0435	8.3721	0.0253	0.0440	0.0589	8.6130
	Prob.:	0.9898	0.9815	0.9785	0.0152	0.9874	0.9782	0.9710	0.0135
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X ²):	5.7770	0.3375	0.2956		3.2226	0.6974	0.5886	
	Teste de Levene (F):				2.0351				1.1196
	Prob.:	0.3285	0.9969	0.9977	0.1171	0.6657	0.9831	0.9885	0.3473
	g.l.:	5	5	5	(3,68)	5	5	5	(3,68)
Autocorrelação (regressão auxiliar)	Ordem de autocorrelação (AR):	1	1	1	1	1	1	1	1
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.4950 (0.9264)	0.4408 (0.9473)	0.4953 (0.9094)	0.1299 (0.9998)	0.5045 (0.9209)	0.4499 (0.9430)	0.5074 (0.9017)	0.1244 (0.9998)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	3.1058 (0.0834)	2.7189 (0.1046)	2.8993 (0.0939)	0.3022 (0.5849)	3.0756 (0.0849)	2.6808 (0.1070)	2.9126 (0.0931)	0.2693 (0.6060)

Tabela A6.7: Resultados da regressão de Z-score_p segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007)

Variáveis	Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_p)							
	Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
<u>Factores específicos do banco (interno)</u>								
C	-4.328603**	-10.20805***	-3.795488	-3.795432	-10.35520***	-10.40436***	-4.540779*	-6.971135***
Z-SCORE_P(-1)			0.283154**	0.283704**			0.266692**	
Z-SCORE_P(-2)								
SIZE(-1)	0.358384*	1.155554***	0.321556	0.321187	1.132470***	1.160867***	0.391376	0.840834***
LIQ(-1)	0.024423**				0.005877			
IMPAR(-1)	0.002834	-0.000818			-0.000164	-0.000333		
MARG(-1)	-0.004884	-0.013905	-0.002413	-0.002425	-0.014146	-0.013133	-0.004728	-0.015689
EXPDIV(-1)/EXPDIV_TCMF(-1)	0.031961	0.037723	0.010812	0.010929	0.028909	0.031505	-0.011656	0.017733
<u>Fatores macroeconómicos</u>								
PIB(-1)	-0.000379	0.042489	0.001669		0.042794	0.041278	0.011536	
DIVINT_TCMF(-1)	0.019814	0.039351	0.062893	0.063114	0.036999	0.041012	0.077359*	0.045739
R²:	0.2615	0.3787	0.2244	0.2244	0.3783	0.3774	0.2251	0.1719
R² ajustado:	0.1877	0.2640	0.1528	0.1656	0.2520	0.2625	0.1536	0.1271
Estatística F:	3.5412	3.3021	3.1340	3.8184	2.9957	3.2841	3.1472	3.8390
Prob(estat. F):	0.0026	0.0009	0.0093	0.0042	0.0018	0.0010	0.0090	0.0069
Modelo adequado de efeitos:	Pooled	Fixos	Pooled	Pooled	Fixos	Fixos	Pooled	Aleatórios
Nº observações:	78	78	72	72	78	78	72	79

Notas: Z-score_P é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; SIZE é dimensão do banco; LIQ é liquidez; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; PIB é crescimento económico; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira). Nível de significância estatística: *** Coeficiente significante a 1%; ** Coeficiente significante a 5%; * Coeficiente significante a 10%.

Tabela A6.8: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score_p segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007)

Testes\ Modelos		Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_p)							
		Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Teste de Chow	Estatística F:	2.0301	2.8690	2.5152	2.0501	2.2545	2.9552	2.0589	3.1695
	Prob.:	0.0744	0.0153	0.0728	0.0727	0.0490	0.0130	0.0719	0.0084
	g.l.:	(6,64)	(6,65)	(6,59)	(6,60)	(6,64)	(6,65)	(6,59)	(6,68)
	Modelo adequado:	Pooled	Fixos	Pooled	Pooled	Fixos	Fixos	Pooled	Fixos
Tete LM de Breusch-Pagan	Est. teste LM (X ²):	0.2030		0.0606	0.0612			0.1742	6.0990
	Prob.:	0.6523		0.8055	0.8046			0.6764	0.0135
	Modelo adequado:	Pooled		Pooled	Pooled			Pooled	Aleatórios
Teste de Hausman	Est. teste Hausman (X ²):		17.2140		12.1168		17.7312		2.1976
	Prob.:		0.0085		0.0332		0.0069		0.6995
	g.l.:		6		5		6		4
	Modelo adequado:		Fixos		Fixos		Fixos		Aleatórios
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	665.6361	395.5622	1159.691	1115.803	385.1435	384.3238	1064.645	290.3365
	Prob.:	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X ²):								
	Teste de Levene (F):	0.9204	0.9813	1.0275	1.0353	1.0102	0.9789	0.7885	1.1641
	Prob.:	0.4028	0.4232	0.3633	0.3606	0.4079	0.4245	0.4586	0.3177
	g.l.:	(2, 75)	(4, 73)	(2, 69)	(2, 69)	(4, 73)	(4, 73)	(2, 69)	(2, 76)
Autocorrelação (regressão auxiliar)	Ordem de autocorrelação (AR):	1	1	1	1	1	1	1	2
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.4226 (0.9031)	0.2807 (0.9925)	0.1680 (0.9906)	0.1788 (0.9816)	0.2771 (0.9946)	0.3034 (0.9892)	0.3747 (0.9105)	2.0739 (0.0702)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	2.7041 (0.1052)	0.0029 (0.9569)	0.9999 (0.3216)	0.9599 (0.3313)	9.94E-05 (0.9929)	0.0004 (0.9846)	2.4460 (0.1234)	2.8922 (0.0635)

Tabela A6.9: Resultados da regressão de Z-score_s segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007)

Variáveis	Modelo cuja variável dependente é medida sem a ponderação pelo risco dos ativos - capitalização simples (Z-score_s)							
	Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Factores específicos do banco (interno)								
C	-7.384513***	-7.399047***	-6.724305**	-7.618942**	-7.593902***	-7.616285***	-6.912677***	-7.591448**
Z-SCORE_S(-1)				0.236527*				0.236216*
Z-SCORE_S(-2)				-0.322746*				-0.321660*
SIZE(-1)	0.861835***	0.875382***	0.851375***	0.755093**	0.868797***	0.881726***	0.854334***	0.751459**
LIQ(-1)	0.002870				0.002676			
IMPAR(-1)	0.003120	0.003025			0.003562	0.003485		
MARG(-1)	-0.010557	-0.010105	-0.013617	-0.003310	-0.009671	-0.009210	-0.012787	-0.003378
EXPDIV(-1)/EXPDIV_TCMF(-1)	0.037048	0.038408	0.042948*	0.003047	0.031850	0.033032	0.035032	0.000420
Factores macroeconómicos								
PIB(-1)	0.056196	0.055534	0.068794		0.054744	0.054053	0.069450	
DIVINT_TCMF(-1)	0.010206	0.012143	0.010056	0.063656*	0.011738	0.013565	0.013102	0.064843*
R²:	0.4850	0.4846	0.4407	0.4574	0.4840	0.4837	0.4361	0.4574
R² ajustado:	0.3803	0.3895	0.3488	0.3322	0.3791	0.3884	0.3435	0.3321
Estatística F:	4.6354	5.0937	4.7989	3.6534	4.6171	5.0745	4.7123	3.6522
Prob(estat. F):	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005
Modelo adequado de efeitos:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos
Nº observações:	78	78	79	65	78	78	79	65

Notas: Z-score_S é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos; SIZE é dimensão do banco; LIQ é liquidez; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF; PIB é crescimento económico; e, DIVINT_tcmf é dívida pública interna (incluindo títulos consolidados de mobilização financeira). Nível de significância estatística: *** Coeficiente significativo a 1%; ** Coeficiente significativo a 5%; * Coeficiente significativo a 10%.

Tabela A6.10: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score_s segundo o modelo de Hesse e Čihák (2007)

Testes\Modelos		Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_s)							
		Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Teste de Chow	Estatística F:	2.4406	3.7522	3.7125	2.6946	2.8773	4.0119	4.0739	2.7371
	Prob.:	0.0346	0.0029	0.0030	0.0236	0.0152	0.0018	0.0015	0.0219
	g.l.:	(6,64)	(6,65)	(6,67)	(6,52)	(6,64)	(6,65)	(6,67)	(6,52)
	Modelo adequado:	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos	Fixos
Tete LM de Breusch-Pagan	Est. teste LM (X ²):								
	Prob.:								
	Modelo adequado:								
Teste de Hausman	Est. teste de Hausman (X ²):		22.5133	21.0084	16.1677		24.0714	23.5101	
	Prob.:		0.0010	0.0008	0.0129		0.0005	0.0003	
	g.l.:		6	5	6		6	5	
	Modelo adequado:		Fixos	Fixos	Fixos		Fixos	Fixos	
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	5.4060	5.3764	5.6101	4.5872	5.1413	5.1243	4.9445	4.4183
	Prob.:	0.0670	0.0680	0.0605	0.1009	0.0765	0.0771	0.0844	0.1098
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X ²):	1.2707	1.0954	1.7832	1.0266	1.8021	1.6010	2.0353	1.1735
	Teste de Levene (F):								
	Prob.:	0.7361	0.7782	0.6186	0.9604	0.6145	0.6592	0.5651	0.9474
Autocorrelação (regressão auxiliar)	g.l.:	3	3	3	5	3	3	3	5
	Ordem de autocorrelação (AR):	1	1	1	1	1	1	1	1
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.3159 (0.9896)	0.3421 (0.9815)	0.4669 (0.9261)	0.3483 (0.9787)	0.3461 (0.9839)	0.3757 (0.9723)	0.5083 (0.9011)	0.3405 (0.9807)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	0.3481 (0.5575)	0.3251 (0.5708)	0.6872 (0.4105)	0.2272 (0.6360)	0.4351 (0.5122)	0.4176 (0.5207)	0.9087 (0.3444)	0.1943 (0.6615)

Tabela A6.11: Resultados da regressão de Z-score_p segundo o modelo de Buch *et al.* (2016)

Variáveis	Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score _p)							
	Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Factores específicos do banco (interno)								
C	-3.693592**	-8.499047***	-1.414993	-7.569569**	-1.636532	-8.753800***	-1.082034	-1.092875
Z-SCORE_P(-1)			0.315802***		0.280488**		0.323246***	0.327979***
SIZE(-1)	0.344945*	1.102746***	0.273485	0.909882***	0.180550	1.115142***	0.253490	0.237503
LIQ(-1)	0.025621**				0.012933			
IMPAR(-1)	0.003102	0.001082			0.003814	0.001766		
MARG(-1)	-0.004643	-0.013835	-0.002339		-9.24E-05	-0.012773	-0.001973	
EXPDIV(-1)/EXPDIV_TCMF(-1)	0.034682	0.049908	0.025883	0.056952*	0.004709	0.042092	0.007762	0.009191
R²:	0.2585	0.3614	0.2006	0.3201	0.2157	0.3592	0.1896	0.1893
R² ajustado:	0.2070	0.2661	0.1529	0.2424	0.1433	0.2636	0.1413	0.1535
Estatística F:	5.0192	3.7922	4.2036	4.1199	2.9789	3.7561	3.9197	5.2912
Prob(estat. F):	0.0005	0.0004	0.0043	0.0005	0.0124	0.0005	0.0064	0.0024
Modelo adequado de efeitos:	Pooled	Fixos	Pooled	Fixos	Pooled	Fixos	Pooled	Pooled
Nº observações:	78	78	72	79	72	78	72	72

Notas: Z-score_p é estabilidade calculada pelo capital ponderados pelos riscos dos ativos; SIZE é dimensão do banco; LIQ é liquidez; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF. Nível de significância estatística: *** Coeficiente significativo a 1%; ** Coeficiente significativo a 5%; * Coeficiente significativo a 10%.

Tabela A6.12: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score_p segundo o modelo de Buch *et al.* (2016)

		Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_p)							
		Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
Testes\Modelos		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Teste de Chow	Estatística F:	1.8521	2.7679	1.3575	2.7334	1.1610	2.9289	1.4634	1.4434
	Prob.:	0.1025	0.0183	0.2462	0.0192	0.3394	0.0134	0.2059	0.2127
	g.l.:	(6,66)	(6,67)	(6,61)	(6,70)	(6,59)	(6,67)	(6,61)	(6,62)
	Modelo adequado:	Pooled	Fixos	Pooled	Fixos	Pooled	Fixos	Pooled	Pooled
Tete LM de Breusch-Pagan	Est. teste LM (X ²):	0.0980		0.0643	3.4045	0.3896		0.0213	0.3315
	Prob.:	0.7542		0.7998	0.0650	0.5325		0.8840	0.8555
	Modelo adequado:	Pooled		Pooled	Pooled	Pooled		Pooled	Pooled
Teste de Hausman	Est. teste Hausman (X ²):		14.2279		1.3289		15.7678		
	Prob.:		0.0066		0.5146		0.0033		
	g.l.:		4		2		4		
	Modelo adequado:		Fixos		Aleatórios		Fixos		
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	697.9450	440.8344	1240.637	308.5705	1284.405	428.9154	1188.045	1202.979
	Prob.:	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X ²):								
	Teste de Levene (F):	1.1358	1.2642	0.7656	1.1234	0.3748	1.3434	0.5585	0.5641
	Prob.:	0.3266	0.2919	0.4690	0.3521	0.6888	0.2621	0.5746	0.5715
	g.l.:	(2, 75)	(4, 73)	(2, 69)	(4, 74)	(2, 69)	(4, 73)	(2, 69)	(2, 69)
Autocorrelação (regressão auxiliar)	Ordem de autocorrelação (AR):	1	1	1	1	1	1	1	1
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.5494 (0.7686)	0.0604 (0.9999)	0.1483 (0.9798)	0.2187 (0.9907)	0.3313 (0.9365)	0.0792 (0.9999)	0.4443 (0.8157)	0.5794 (0.6787)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	3.0781 (0.0841)	0.3878 (0.5359)	0.5885 (0.4460)	1.1335 (0.2912)	1.7711 (0.1885)	0.5380 (0.4662)	2.0062 (0.1619)	2.1300 (0.1497)

Tabela A6.13: Resultados da regressão de Z-score_s segundo o modelo de Buch *et al.* (2016)

Variáveis	Modelo cuja variável dependente é medida sem a ponderação pelo risco dos ativos - capitalização simples (Z-score_s)							
	Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Factores específicos do banco (interno)								
C	-5.959481***	-1.060854	-0.752646	-0.769149	-6.208839***	-0.869024	-0.219691	-0.217595
Z-SCORE_S(-1)		0.396026***	0.430797***	0.434460***		0.399724***	0.449856***	0.445889***
SIZE(-1)	0.746780***	0.155555	0.152162	0.146160	0.758593***	0.141082	0.090877	0.099788
LIQ(-1)	0.004390				0.004410			
IMPAR(-1)	0.004420	0.005273			0.004936	0.006067*		
MARG(-1)	-0.011022	0.000465	-0.000947		-0.009999	0.000975	0.001037	
EXPDIV(-1)/EXPDIV_TCMF(-1)	0.042098*	0.019682	0.030004	0.030200	0.036597*	0.005213	0.016861	0.016135
R²:	0.4722	0.3376	0.3142	0.3141	0.4714	0.3283	0.2984	0.2983
R² ajustado:	0.3843	0.2875	0.2733	0.2838	0.3833	0.2775	0.2565	0.2673
Estatística F:	5.3689	6.7290	7.6748	10.3783	5.3499	6.4528	7.1249	9.6341
Prob(estat. F):	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000
Modelo adequado de efeitos:	Fixos	Pooled	Pooled	Pooled	Fixos	Pooled	Pooled	Pooled
Nº observações:	78	72	72	72	78	72	72	72

Notas: Z-score_S é estabilidade calculada pelo capital sem ponderação pelos riscos dos ativos; SIZE é dimensão do banco; LIQ é liquidez; IMPAR é imparidade de crédito; MARG é margem financeira; EXPDIV é exposição aos títulos de dívida pública; EXPDIV_TCMF é exposição aos títulos de dívida pública incluindo TCMF. Nível de significância estatística: *** Coeficiente significante a 1%; ** Coeficiente significante a 5%; * Coeficiente significante a 10%.

Tabela A6.14: Resultados de diagnóstico à regressão de Z-score_s segundo o modelo de Buch *et al.* (2016)

Testes \ Modelos		Modelo cuja variável dependente é medida com ativos ponderados pelos riscos (Z-score_s)							
		Exposição aos títulos de dívida pública sem TCMF				Exposição aos títulos de dívida pública com TCMF			
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Teste de Chow	Estatística F:	2.3059	1.7204	1.9367	1.9701	2.7797	1.8287	2.1039	2.1413
	Prob.:	0.0441	0.1318	0.0891	0.0836	0.0180	0.1086	0.0656	0.0610
	g.l.:	(6,66)	(6,60)	(6,61)	(6,62)	(6,66)	(6,60)	(6,61)	(6,62)
	Modelo adequado:	Fixos	Pooled	Pooled	Pooled	Fixos	Pooled	Pooled	Pooled
Tete LM de Breusch-Pagan	Est. teste LM (X ²):	0.2618	0.0082	0.0001	2.60E-05		0.0049	0.0166	0.0232
	Prob.:	0.6089	0.9278	0.9984	0.9959		0.9444	0.8975	0.8790
	Modelo adequado:	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled		Pooled	Pooled	Pooled
Teste de Hausman	Est. teste de Hausman (X ²):	4.6588				16.6656			
	Prob.:	0.4589				0.0052			
	g.l.:	5				5			
	Modelo adequado:	Aleatórios				Fixos			
Normalidade dos resíduos	Jarque-Bera:	4.994026	90.0122	71.1259	71.6489	4.8250	92.3279	73.9297	73.1252
	Prob.:	0.0823	0.0000	0.0000	0.0000	0.0896	0.0000	0.0000	0.0000
Heteroscedasticidade	Teste de Bartlett (X ²):	2.0677				1.5502			
	Teste de Levene (F):		1.1956	1.1727	1.1905		1.2049	1.1254	1.1239
	Prob.:	0.5585	0.3209	0.3308	0.3231	0.6707	0.3170	0.3520	0.3527
	g.l.:	3	(4, 67)	(4, 67)	(4, 67)	3	(4, 67)	(4, 67)	(4, 67)
Autocorrelação (regressão auxiliar)	Ordem de autocorrelação (AR):	1				1			
	Sig. do modelo da regressão auxiliar - teste F (Prob.):	0.1940	0.2125	0.1247	0.1643	0.2254	0.4167	0.3192	0.3861
		(0.9983)	(0.9714)	(0.9863)	(0.9556)	(0.9964)	(0.8650)	(0.8995)	(0.8177)
	Sig. conjunta dos resíduos - teste F (Prob.):	1.0209	1.0332	0.4049	0.4515	1.2346	2.1455	1.3200	1.3350
	(0.3165)	(0.3136)	(0.5270)	(0.5042)	(0.2711)	(0.1484)	(0.2552)	(0.2525)	

