



INSTITUTO  
UNIVERSITÁRIO  
DE LISBOA

---

**Crédito e Crescimento Económico em Portugal e na Alemanha:  
Uma Análise Empírica**

Tomás Medeiros Barbosa San Payo

Mestrado em Economia da Empresa e da Concorrência

Orientadores:  
Prof. Doutora Sofia de Sousa Vale Prof. Auxiliar,  
ISCTE Business School

Dezembro, 2020





**BUSINESS  
SCHOOL**

---

Departamento de Economia

**Crédito e Crescimento Económico em Portugal e na Alemanha:  
Uma Análise Empírica**

Tomás Medeiros Barbosa San Payo

Mestrado em Economia da Empresa e da Concorrência

Orientadores:  
Prof. Doutora Sofia de Sousa Vale Prof. Auxiliar,  
ISCTE Business School

Dezembro, 2020



## Agradecimentos

---

Quero deixar o meu enorme agradecimento às pessoas que estiveram sempre presentes e que contribuíram para este meu sucesso acadêmico.

Os meus amigos que nunca deixaram de me incentivar, a minha namorada que foi um apoio constante e o meu primo sempre disponível a ajudar, tiveram todos um papel importante nesta caminhada.

O meu profundo agradecimento à Professora Sofia Vale pela forma como sempre acompanhou todo o processo, pela orientação e todos os conselhos e sugestões que disponibilizou, bem como pela forma positiva com que me incentivou.

Por último, à minha família por acreditarem sempre em mim, nas minhas capacidades e por todo apoio incondicional que me dão.



## Resumo

---

A importância do impacto do crédito no crescimento económico tem vindo a tornar-se um tópico de grande relevância. O estudo e debate acerca desta relação tornou-se particularmente necessário devido às recentes crises económicas e financeiras. Verificou-se, no período que antecedeu a crise, um crescente nível de endividamento público e privado, bem como o aumento de desequilíbrios externos em determinados países. A literatura parece concordar quanto à relação positiva entre as variáveis, contudo alguns estudos empíricos já demonstraram as diferenças significativas do impacto do crédito no crescimento económico entre países com um nível de dívida equilibrado e países com níveis de dívida excessivo.

Por esse motivo, este estudo empírico propõe analisar e comparar os efeitos do crédito para o governo e do crédito atribuído ao setor privado no crescimento económico num país devedor, Portugal, e num país credor, a Alemanha. Para tal, são utilizadas metodologias para análise de séries temporais, nomeadamente os modelos VAR e VECM no período entre o último trimestre de 1998 e o segundo trimestre de 2019.

Os resultados obtidos revelam que o crédito atribuído ao setor privado e ao governo contribuem de forma positiva, a longo prazo, para o crescimento económico na Alemanha. Em Portugal, os resultados obtidos revelam não existir causalidade entre o crédito atribuído ao setor privado e o PIB. Quanto ao crédito para o governo, este tem um impacto negativo, no longo prazo, no crescimento económico português.

**Palavras-Chave:** Ciclo Económico, Crédito, Crescimento Económico, PIB, Portugal, Alemanha

**Classificação JEL:** E32, E51





## **Abstract**

---

The importance of credit's impact on economic growth has become a topic of great relevance. The research and debate about this relationship became particularly necessary due to the recent economic and financial crisis. In the period leading up to the crisis, there was an increasing level of public and private indebtedness, as well as an increase in external imbalances in certain countries. The literature on this topic seems to agree on the positive relationship between these variables, however some empirical studies have demonstrated the significant differences in the impact of credit on economic growth between countries with balanced debt levels and countries with excessive debt levels.

This empirical study proposes to analyze and compare the effects of credit to the general government and credit to the private sector on economic growth in a debtor country, Portugal, and in a creditor country, Germany. To this end, methodologies for the study of time series are used, namely VAR and VECM models, in the period between the last quarter of 1998 and the second quarter of 2019.

The results obtained reveal that the credit attributed to the private sector and to the general government in Germany contributes positively to economic growth, on the long run. In Portugal, the results reveal that there is no causality between credit attributed to the private sector and GDP. As for credit to the general government, it is associated with a negative impact on Portuguese economic growth, in the long run.

**Keywords:** Business Cycle, Credit, Economic Growth, GDP, Portugal, Germany

**Classificação JEL:** E32, E51



# Índice

---

Agradecimentos .....	i
Resumo .....	iii
Abstract.....	v
Índice de Tabelas.....	xi
Índice de Tabelas em Anexo.....	xi
Índice de Figuras .....	xvii
Índice de Figuras em Anexo.....	xvii
Abreviaturas.....	xix
1. Introdução .....	1
2. Revisão de Literatura .....	3
2.1 Ciclos Económicos.....	3
2.2 Crédito para o Setor Privado, Sistema Financeiro e Ciclo económico .....	5
2.3 Dívida Governamental e Crescimento Económico .....	9
2.4 Balança Corrente .....	12
3. Metodologia .....	14
3.1 Logaritmo.....	14
3.2 Diferenciação .....	14
3.3 Filtro Hodrick-Prescott (HP).....	15
3.4 Estacionariedade .....	15
3.5 Testes de Raiz Unitária .....	17
3.5.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado.....	17
Tabela 3.1: Valores críticos de teste DF e ADF .....	18
3.5.2 Teste Kwiatkowsky Phillips Schmidt Shin (KPSS) .....	19
Tabela 3.2: Valores críticos teste KPSS.....	19
3.5.3 Teste Phillip Perron .....	19
3.6 Vector Autoregression Model (VAR).....	20
3.7 Critérios de Informação.....	21
3.7.1 Critério de Informação de Schwarz (SIC).....	21
3.7.2 Critério de Informação de Akaike (AIC).....	22
3.8 Cointegração.....	22
3.9 Modelo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM) .....	23
3.9.1 Teste de Johansen .....	23
3.10 Causalidade à Granger .....	26
3.11 Função Impulso Resposta (FIR).....	26
3.12 Decomposição da Variância (FEVD) .....	27

3.13	Variáveis Dummy .....	27
4.	Dados .....	28
5.	Resultados Empíricos .....	30
5.1	Portugal: Crédito para o Setor Privado .....	30
	Tabela 5.1: Resultados dos testes de estacionariedade das séries temporais .....	31
5.1.1	VAR Ciclos .....	32
	Tabela 5.2: Testes de estacionariedade das componentes cíclicas .....	33
5.1.2	VAR Diferenças .....	35
5.1.3	VECM .....	37
5.2	Portugal: Dívida Governamental .....	38
	Tabela 5.3: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito .....	38
5.2.1	VAR Ciclos .....	38
	Tabela 5.4: Testes de estacionariedade da componente cíclica do crédito .....	39
5.2.2	VAR Diferenças .....	40
5.2.3	VAR VECM .....	41
5.2.4	VECM .....	41
5.3	Alemanha: Crédito para o Setor Privado .....	44
	Tabela 5.5: Resultados dos testes de estacionariedade das séries temporais .....	45
5.3.1	VAR Ciclos .....	46
	Tabela 5.6: Resultados dos testes de estacionariedade das componentes cíclicas .....	46
5.3.2	Var Diferenças .....	47
5.3.3	VAR VECM .....	48
5.3.4	VECM .....	49
5.4	Alemanha: Crédito para o Governo .....	51
	Tabela 5.7: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito .....	51
5.4.1	VAR Ciclos .....	51
	Tabela 5.8: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito .....	52
5.4.2	VAR Diferenças .....	53
5.4.3	VAR VECM .....	53
5.4.4	VECM .....	54
6.	Discussão de Resultados .....	56
6.1.	Conjuntura Económica .....	56
	Figura 6.1: Taxa de crescimento do PIB na Alemanha, Portugal e Zona Euro entre 1998 e 2019 .....	56
	Figura 6.2: Taxa de juro de longo prazo na Alemanha, Portugal e Zona Euro .....	58
6.2.	Resultados .....	59

6.2.1. Crédito para o Setor Privado .....	59
6.2.2. Dívida Governamental.....	61
6.2.3. Economia de Portugal e Alemanha .....	62
Figura 6.3: Valor acrescentado das indústrias em percentagem do PIB .....	63
7. Conclusão .....	64
Referências.....	66
Anexos.....	70
Anexo A: Tabelas .....	70
Anexo B: Figuras.....	160



## Índice de Tabelas

---

Tabela 3.1: Valores críticos de teste DF e ADF .....	18
Tabela 3.2: Valores críticos teste KPSS.....	19
Portugal: Crédito para o Setor Privado .....	30
Tabela 5.1: Resultados dos testes de estacionariedade das séries temporais.....	31
Tabela 5.2: Testes de estacionariedade das componentes cíclicas .....	33
Portugal: Dívida Governamental.....	38
Tabela 5.3: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito .....	38
Tabela 5.4: Testes de estacionariedade da componente cíclica do crédito.....	39
Alemanha: Crédito para o Setor Privado .....	44
Tabela 5.5: Resultados dos testes de estacionariedade das séries temporais.....	45
Tabela 5.6: Resultados dos testes de estacionariedade das componentes cíclicas	46
Alemanha: Crédito para o Governo .....	51
Tabela 5.7: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito .....	51
Tabela 5.8: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito .....	52

## Índice de Tabelas em Anexo

---

Portugal: Crédito para o Setor Privado.....	70
Tabela A1: Seleção de defasamentos VAR Ciclos.....	70
Tabela A2: VAR Ciclos .....	71
Tabela A3: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos.....	72
Tabela A4: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos.....	72
Tabela A5: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos .....	73
Tabela A6: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos.....	73
Tabela A7: Covariância entre resíduos e variáveis VAR Ciclos .....	74
Tabela A8: Causalidade à Granger VAR Ciclos.....	74
Tabela A9: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	75
Tabela A10: Seleção de defasamentos VAR Diferenças .....	76
Tabela A11: VAR Diferenças.....	77
Tabela A12: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças.....	78
Tabela A13: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças .....	78

Tabela A14: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças.....	79
Tabela A15: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças.....	79
Tabela A16: Covariância entre resíduos e variáveis VAR Diferenças.....	80
Tabela A17: Causalidade à Granger VAR Diferenças .....	80
Tabela A18: Decomposição da variância VAR Diferenças.....	81
Tabela A19: Seleção de defasamentos VAR VECM .....	82
Tabela A20: VAR VECM .....	83
Tabela A21: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM .....	84
Tabela A22: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM ..	84
Tabela A23: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM .....	85
Tabela A24: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM .....	85
Tabela A25: Covariância entre resíduos e variáveis VAR VECM.....	86
Tabela A26: Teste de cointegração de Johansen VAR VECM .....	86
Portugal: Dívida Governamental .....	87
Tabela A27: Seleção de defasamentos VAR Ciclos.....	87
Tabela A28: VAR Ciclos .....	88
Tabela A29: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos.....	89
Tabela A30: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos ...	89
Tabela A31: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos .....	90
Tabela A32: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos .....	90
Tabela A33: Covariância entre resíduos e variáveis VAR Ciclos .....	91
Tabela A34: Causalidade à Granger VAR Ciclos.....	91
Tabela A35: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	92
Tabela A36: Seleção de defasamentos VAR Diferenças .....	93
Tabela A37: VAR Diferenças .....	94
Tabela A38: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças.....	95
Tabela A39: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças .....	95
Tabela A40: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças.....	96
Tabela A41: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças.....	96
Tabela A42: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças .....	97
Tabela A43: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Diferenças .....	97
Tabela A44: Causalidade à Granger VAR Diferenças .....	98
Tabela A45: Decomposição da variância VAR Diferenças.....	99
Tabela A46: Seleção de defasamentos VAR VECM.....	100



Tabela A47: VAR VECM .....	101
Tabela A48: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM .....	102
Tabela 49: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM...	103
Tabela A50: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM .....	103
Tabela A51: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM .....	104
Tabela A52: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR VECM .....	104
Tabela A53: Teste de cointegração de Johansen VAR VECM .....	105
Tabela A54: VECM.....	106
Tabela A55: Teste de normalidade dos resíduos VECM .....	108
Tabela A56: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VECM.....	108
Tabela A57 Teste LM de autocorrelação dos resíduos VECM.....	109
Tabela A58: Teste de homocedasticidade dos resíduos VECM .....	109
Tabela A59: Covariância entre os resíduos e as variáveis VECM .....	110
Tabela A60: Sistema de <i>p-values</i> dos coeficientes VECM.....	110
Tabela A61: Causalidade à Granger VECM .....	110
Tabela A62: Decomposição da variância VECM .....	111
Alemanha: Crédito para o Setor Privado.....	112
Tabela A63: Seleção de defasamentos VAR Ciclos.....	112
Tabela A64: VAR Ciclos .....	112
Tabela A65: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos.....	113
Tabela A66: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos.	114
Tabela A67: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos .....	114
Tabela A68: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos.....	115
Tabela A69: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Ciclos.....	116
Tabela A70: Causalidade à Granger VAR Ciclos.....	116
Tabela A71: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	117
Tabela A72: Seleção de defasamentos VAR Diferenças .....	117
Tabela A73: VAR Diferenças.....	118
Tabela A74: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças.....	119
Tabela A75: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças .....	120
Tabela A76: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças.....	120
Tabela A77: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças.....	121
Tabela A78: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Diferenças .....	121
Tabela A79: Causalidade à Granger VAR Diferenças .....	122
Tabela A80: Decomposição da variância VAR Diferenças.....	123

Tabela A81: Seleção de defasamentos VAR VECM .....	124
Tabela A82: VAR VECM .....	124
Tabela A83: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM .....	126
Tabela A84: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM	126
Tabela A85: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM .....	127
Tabela A86: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM .....	127
Tabela A87: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR VECM .....	128
Tabela A88: Teste de cointegração de Johansen.....	128
Tabela A89: VECM.....	130
Tabela A90: Teste de normalidade dos resíduos VECM .....	131
Tabela A91: Teste de normalidade de Jarque-Bera e média dos resíduos VECM....	132
Tabela A92: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VECM.....	132
Tabela A93: Teste de homocedasticidade dos resíduos VECM .....	133
Tabela A94: Covariância entre os resíduos e as variáveis VECM .....	133
Tabela A95: Sistema de <i>p-values</i> dos coeficientes VECM.....	134
Tabela A96: Causalidade à Granger .....	135
Tabela A97: Decomposição da variância VECM .....	135
Alemanha: Dívida Governamental.....	137
Tabela A98: Seleção de defasamentos VAR Ciclos.....	137
Tabela A99: VAR Ciclos .....	137
Tabela A100: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos.....	138
Tabela A101: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos .....	139
Tabela A102: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos .....	140
Tabela A103: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos.....	140
Tabela A104: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Ciclos.....	141
Tabela A105: Causalidade à Granger VAR Ciclos.....	141
Tabela A106: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	141
Tabela A107: Seleção de defasamentos VAR Diferenças .....	142
Tabela A108: VAR Diferenças.....	143
Tabela A109: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças.....	144
Tabela A110: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças .....	145
Tabela A111: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças.....	145
Tabela A112: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças.....	146
Tabela A113: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Diferenças .....	146

Tabela A114: Causalidade à Granger VAR Diferenças .....	147
Tabela A115: Decomposição da variância VAR Diferenças.....	147
Tabela 116: Seleção de desfasamentos VAR VECM .....	148
Tabela 117: VAR VECM.....	149
Tabela A118: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM .....	149
Tabela A119: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM .....	150
Tabela A120: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM.....	151
Tabela A121: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM .....	151
Tabela A122: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR VECM .....	152
Tabela A123: Teste de Johansen VAR VECM.....	152
Tabela A124: VECM.....	153
Tabela A125: Teste de normalidade dos resíduos VECM.....	155
Tabela A126: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VECM.....	155
Tabela A127: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VECM.....	156
Tabela A128: Teste de homocedasticidade dos resíduos VECM.....	156
Tabela A129: Covariância entre os resíduos e variáveis VECM .....	157
Tabela A130: Sistema de <i>p-values</i> dos coeficientes VECM.....	157
Tabela A131: Causalidade à Granger VECM .....	157
Tabela A132: Decomposição da variância VECM .....	158



## Índice de Figuras

---

Figura 6.1: Taxa de crescimento do PIB na Alemanha, Portugal e Zona Euro entre 1998 e 2019.....	56
Figura 6.2: Taxa de juro de longo prazo na Alemanha, Portugal e Zona Euro.....	58
Figura 6.3: Valor acrescentado das indústrias em percentagem do PIB.....	63

## Índice de Figuras em Anexo

---

Portugal: Crédito para o Setor Privado.....	160
Figura B1: Série da taxa de crescimento do crédito (dcredito_pt) e da variação da taxa de crescimento do crédito (ddcredito_pt).....	160
Figura B2: Raízes inversas do polinómio característico VAR Ciclos.....	160
Figura B3: FIR VAR Ciclos.....	161
Figura B4: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	161
Figura B5: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças.....	162
Figura B6: FIR VAR Diferenças.....	162
Figura B7: Decomposição da variância VAR Diferenças.....	163
Figura B8: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM.....	163
Portugal: Dívida Governamental.....	164
Figura B9: Raízes inversas do polinómio característico VAR Ciclos.....	164
Figura B10: FIR VAR Ciclos.....	164
Figura B11: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	165
Figura B12: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças.....	165
Figura B13: FIR VAR Diferenças.....	166
Figura B14: Decomposição da variância VAR Diferenças.....	166
Figura B15: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM.....	167
Figura B16: Raízes inversas do polinómio característico VECM.....	167
Figura B17: FIR VECM.....	168
Figura B18: Decomposição da variância VECM.....	168
Alemanha: Crédito para o Setor Privado.....	169
Figura B19: Raízes inversas do polinómio característico VAR Ciclos.....	169
Figura B20: FIR VAR Ciclos.....	169

Figura B21: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	170
Figura B22: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças.....	170
Figura B23: FIR VAR Diferenças .....	171
Figura B24: Decomposição da variância VAR Diferenças .....	171
Figura B25: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM .....	172
Figura B26: Raízes inversas do polinómio característico VECM.....	172
Figura B27: FIR VECM.....	173
Figura B28: Decomposição da variância VECM .....	173
Alemanha: Crédito para o governo.....	174
Figura B29: Raízes inversas do polinómio característico VAR Ciclos .....	174
Figura B30: FIR VAR Ciclos .....	174
Figura B31: Decomposição da variância VAR Ciclos.....	175
Figura B32: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças.....	175
Figura B33: FIR VAR Diferenças .....	176
Figura B34: Decomposição da variância VAR Diferenças .....	176
Figura B35: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM .....	177
Figura B36: Raízes inversas do polinómio característico VECM.....	177
Figura B37: FIR VECM.....	178
Figura B38: Decomposição da variância VECM .....	178
Figura B39: Crédito total para o governo, Portugal.....	179
Figura B40: Crédito total para o setor privado não financeiro, Portugal .....	179
Figura B41: Crédito total para o governo em percentagem do PIB, Portugal .....	179
Figura B42: Crédito total para o setor privado não financeiro em percentagem do PIB, Portugal.....	180
Figura B43: Crédito total para o setor privado não financeiro em percentagem do PIB, Alemanha.....	180
Figura B44: Crédito total para o setor privado não financeiro, Alemanha .....	180
Figura B45: Crédito total para o governo em percentagem do PIB, Alemanha .....	181
Figura B46: Crédito total para o governo, Alemanha .....	181

## Abreviaturas

---

ADF – *Augmented Dickey-Fuller*

AIC – Critério de Informação de Akaike

BCE – Banco Central Europeu

BIS – *Bank for International Settlements*

DF – Dickey-Fuller

DSP – *Difference Stationary Process*

ECT – *Error Correction Term*

EUA – Estados Unidos da América

FEVD – *Forecast Error Variance Decomposition*

FIR – Função Impulso Resposta

FMI – Fundo Monetário Internacional

GDP – *Gross Domestic Product*

HP – Hodrick-Prescott

KPSS – Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin

OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

PIB – Produto Interno Bruto

PP – Phillips-Perron

SIC – Critério de Informação de Schwarz

TSP – *Trend Stationary Process*

VAR – *Vector Autoregressive Model*

VECM – *Vector Error Correction Model*





# 1. Introdução

---

O impacto do crédito público e privado no crescimento económico é, ainda, um tema por aprofundar na economia. Existe, na generalidade, consenso quanto à existência de uma relação entre estas variáveis. Contudo, o comportamento das mesmas varia dependendo de diferentes fatores, tais como o tipo de crédito, o desenvolvimento financeiro, o nível de dívida e a facilidade de acesso a financiamento externo, bem como a dependência do mesmo.

A recente crise do *subprime* veio reforçar a importância destas dinâmicas. Os países da Zona Euro com maiores níveis de endividamento face ao PIB sofreram consequências mais acentuadas da crise, resultando na crise das dívidas soberanas pela necessidade de correção dos desequilíbrios macroeconómicos que acarretam fortes medidas restritivas. Por outro lado, países com níveis de dívida mais sustentáveis tiveram uma recuperação económica mais favorável. Decidiu-se, por esta razão, elaborar o estudo da relação entre o crédito e o crescimento económico para Portugal, como país com um alto nível de endividamento, e para a Alemanha, um país com um nível de endividamento controlado face ao PIB.

Em regra geral, é unânime na literatura económica que, numa situação de estabilidade, o crédito para o setor privado como as famílias e as empresas, aumenta o consumo e o investimento, resultando em crescimento económico (Friedman e Schwartz, 1963, Capiello, 2010). Karfakis (2013) comprovou a forte relação entre o crédito privado e o crescimento económico na Grécia. No entanto, as perspetivas de crescimento e a expansão económica estão ligadas a uma maior tolerância ao risco, tanto da parte dos credores, como nos investimentos dos devedores. Uma situação de crescimento económico pode, assim, resultar num endividamento excessivo no setor privado, colocando a economia num risco mais elevado de recessão (Chiarella e di Guilmi, 2011).

Por outro lado, o nível de endividamento público pode ditar a influência do aumento e diminuição de crédito no crescimento económico, dependendo da capacidade fiscal, de angariar receitas do país (Cecchetti *et al.* 2011). Autores como Reinhart e Rogoff (2010), Baum *et al.* (2012) e Dritsaki (2013) obtêm resultados diferenciados de níveis de dívida pública face ao PIB a partir dos quais o crédito passa a ter ou não um impacto negativo no crescimento económico. Segundo o FMI (2012), não se pode definir um limite para qual um aumento do crédito tem impacto positivo, sendo esta dinâmica dependente também de outros fatores.

Este trabalho tem como foco o crédito para o setor privado e para o setor público em Portugal e na Alemanha. Procura determinar de que forma estes dois tipos de crédito influenciam e ajudam a prever o crescimento económico. O estudo cobre um período com vários acontecimentos com impactos diferentes na Zona Euro, tal como a adesão ao euro, o período de expansão económica vivido até 2008, as crises do *subprime* e das dívidas soberanas, e o período após estas crises. O objetivo de analisar estes dois países é comparar

as dinâmicas do crédito público e privado num país credor e num país devedor. A investigação é feita através de ferramentas econométricas para séries temporais que permitem elaborar modelos de curto e de longo prazo de forma a estudar estas dinâmicas entre as variáveis, nomeadamente estima-se modelos VAR e VECM a dados com periodicidade trimestral que abrangem o período entre o último trimestre de 1998 e o segundo trimestre de 2019.

Este trabalho é inovador e contribui para a literatura por três motivos. Em primeiro lugar proporciona uma visão mais completa da relação entre o crédito e o PIB ao analisar o crédito para o setor privado e o crédito para o governo. Em segundo lugar, inclui-se o rácio da balança corrente sobre o PIB na investigação, captando nos modelos a influencia do comércio externo dos países. Por último, ao estudar esta relação para dois países enquadrados num mesmo sistema económico, mas que possuem duas economias muito distintas, oferecendo uma perspetiva de comparação entre as duas.

O crédito atribuído ao setor privado não demonstra causalidade direta com o PIB em Portugal, no período em estudo. Contudo, o crédito contém informação que ajuda a prever o comportamento do PIB e não deve, por essa razão, ser menosprezado quanto à sua influência. Na Alemanha, os resultados apontam para a existência de causalidade no longo prazo entre as variáveis, com o crédito privado a contribuir para o crescimento do PIB.

Quanto à dinâmica do crédito para o governo, ou da dívida governamental em Portugal, verifica-se uma correlação negativa entre o crédito e o crescimento económico no longo prazo. Já na Alemanha, esta relação é positiva.

Esta dissertação é composta por sete capítulos. O capítulo 2 diz respeito à revisão de literatura e aborda os ciclos económicos, a relação entre o crédito privado, bem como a dívida governamental e o crescimento económico e, por último, o efeito da balança corrente. No capítulo 3 apresenta-se a metodologia utilizada nesta investigação. O capítulo 4 contém um enquadramento dos dados utilizados neste estudo. No capítulo 5 efetua-se uma descrição completa dos resultados da investigação. A discussão dos resultados é efetuada no capítulo 6. Por último, no capítulo 7, efetuam-se as conclusões finais do trabalho, com uma breve discussão das suas implicações na economia.

## 2. Revisão de Literatura

---

Neste capítulo, é apresentada a literatura central acerca dos tópicos que serão investigados empiricamente. Começa-se pela descrição e diferentes abordagens sobre os ciclos económicos. De seguida é analisada a importância do crédito e do sistema financeiro na economia e a sua relação com os ciclos económicos, tanto do ponto de vista do crédito para o setor privado, como das dívidas governamentais. Prossegue-se com a literatura relativa à balança corrente e ao financiamento externo e, por último, discute-se a composição das economias de Portugal e da Alemanha.

### 2.1 Ciclos Económicos

O estudo de ciclos económicos começou no início do século XX por Wesley Mitchell, economista norte-americano, quando estes se tornaram objeto de discussão na economia. No seu primeiro trabalho sobre o tema, em 1913, Mitchell propõe uma “descrição analítica dos complicados processos pelos quais períodos de prosperidade, crise, depressão e renascimento da economia acontecem no mundo moderno” (p. vii). Schumpeter (1939) coloca a problemática dos ciclos económicos de forma interessante, defendendo que “olhando genericamente para todas as flutuações, crises, *booms* e depressões a única conclusão a que se pode chegar, é que não existe nenhuma causa única nem fator que as possa explicar. Cada acontecimento tem que ser analisado individualmente, tendo em conta as suas características e circunstâncias envolventes.”

A famosa definição de ciclo económico por Burns e Mitchell (1946) é ainda atual:

Ciclos económicos são um tipo de flutuação na atividade da economia agregada [...] um ciclo económico consiste em expansões que ocorrem por volta do mesmo período de tempo em diferentes atividades económicas, seguidas por recessões semelhantes [...] Esta sequência de flutuações é recorrente, mas não periódica.

Popularmente, diz-se que o período entre um *boom* e uma depressão, é uma recessão ou nos casos mais graves, uma crise; e o período entre depressão e prosperidade, é um período de recuperação económica. É certo que a economia é cíclica, experienciando períodos de expansão e contração. No entanto, a duração e dimensão destes ciclos é irregular. Torna-se assim fundamental o seu estudo, com o objetivo de identificar os pontos de viragem e conseguir prever com a melhor precisão possível quando é que uma potencial recessão poderá acontecer. É muito difícil identificar estes pontos de viragem e, normalmente, só é possível perceber se estamos em expansão ou contração, meses após a mesma se ter iniciado. Apesar disso, existem indicadores que poderão transmitir alguma informação antes

de uma viragem, como a curva de rendimentos, a massa monetária, os mercados financeiros e a expectativa dos consumidores (Bodie *et al.*, 2014)

Teorias sobre os ciclos económicos divergem quanto aos fatores que os influenciam. Schumpeter (1939), indica que o que causa as flutuações poderão ser processos de alteração gerados pelo próprio sistema (endógenos), ou choques externos (exógenos) que influenciam o sistema.

Zarnowitz (1991) considera as seguintes variáveis como cíclicas e endógenas ao ciclo económico: o investimento fixo, *inventory investment*, os lucros e o crédito e taxas de juro. O investimento fixo, tem como objetivo o aumento da capacidade produtiva e, por exemplo, de instalações ou investimento em propriedade intelectual. O *Inventory Investment* é dado como a quantidade produzida subtraída pela quantidade vendida. Os lucros, na generalidade, acompanham também o ciclo económico. Por último, o crédito e as taxas de juro. Neste caso, considera-se que em expansão económica a procura e oferta de crédito aumenta, enquanto que a taxa de juro baixa, e vice-versa no caso de uma recessão.

Outras teorias veem as flutuações económicas como efeitos resultantes de alterações de fatores exógenos que podem ser observados ou de choques aleatórios. Neste caso, as variáveis cíclicas endógenas ainda são vistas como importantes contribuidores da propagação de ciclos económicos, mas deixam de ser a parte central dum ciclo “autossustentável”. Assim, são considerados mais importantes fatores como os sistemas monetários internacionais, os objetivos e *performance* dos bancos e a política monetária.

Quanto aos choques, Blanchard e Watson (1986) consideram haver quatro tipo de choques: na procura agregada, na oferta agregada, na política fiscal e na oferta monetária e que, nos EUA, cada um deste tipo de choques contribuiu de forma equitativa nos ciclos após a Segunda Guerra.

Evidentemente, nenhuma das teorias está “assente em pedra”, conhecendo-se a complexidade dos sistemas económicos e como fatores considerados endógenos e exógenos estão eles mesmo interligados, nomeadamente a relação entre o crédito, taxas de juro e a política monetária.

Um fator importante a ter em conta quando se fala de ciclos económicos é a sensibilidade das indústrias e atividades económicas aos ciclos económicos, pois se sabe que estes não afetam toda as indústrias da mesma forma. Em países onde a taxa de crescimento foi elevada e raramente existiram contrações, sendo estas suaves durante um período de tempo considerável, observa-se um ligeiro aumento do desemprego e deterioração das condições económicas, todavia com especial agravamento em setores e atividades económicas mais sensíveis aos ciclos económicos (Zarnowitz, 1991). Segundo Zarnowitz e Moore (1986), atividades relacionadas com bens duradouros, tanto de produção como de consumo, são

altamente cíclicos. Estamos a falar de setores como o setor automóvel, maquinaria e transporte. Setores ligados a serviços, tendem a ser menos sensíveis. Existem três fatores que podem determinar o desempenho das empresas em relação ao ciclo económico. São estes a sensibilidade das vendas, a alavancagem operacional e a alavancagem financeira (Bodie *et al.*, 2014)

## 2.2 Crédito para o Setor Privado, Sistema Financeiro e Ciclo económico

Nos últimos anos, a relação entre o crédito para o setor privado e o crescimento económico têm sido um tópico de grande debate e a literatura em relação a este tema é algo inconclusiva. No entanto, parece existir maior evidência a favor de uma relação entre estas duas variáveis, considerando-se o crédito um fator relevante no que toca ao comportamento do ciclo económico.

Por um lado, maiores taxas de poupança, investimento e crescimento podem coexistir e gerar maior estabilidade cíclica. Por outro lado, o argumento que defende que uma maior taxa de crescimento promove maior estabilidade, pode ter consequências a longo-prazo devido a piores investimentos, aumento de dívida e crescimento insustentável.

Alterações da massa monetária são um fator importante no desempenho macroeconómico e dos ciclos económicos. Um aumento da oferta monetária está associado a uma diminuição das taxas de juros que, por sua vez, aumentam o investimento e colocam mais dinheiro nas mãos dos consumidores. As empresas reagem aumentando o investimento e produção. O aumento generalizado da atividade económica faz aumentar a procura no mercado de trabalho, o que, em conjunto favorece o crescimento económico. O contrário também se verifica se houver uma diminuição da massa monetária. Friedman e Schwartz (1963) consideravam que a taxa de crescimento monetário tende a anteceder picos e depressões do ciclo económico.

Quando o objetivo é estabilizar a economia, evitando a ocorrência de flutuações acentuadas, o crédito tem que ser tomado em consideração pelo seu impacto no ciclo económico. O alisamento do ciclo do crédito leva a um alisamento do ciclo económico. Uma das possibilidades é a implementação de políticas macroprudenciais, de forma a reduzir a amplitude destas flutuações (Gomez-Gonzalez *et al.*, 2014). Os economistas concluíram através de um estudo para três países na América-Latina, que existe uma relação desfasada entre os ciclos do crédito e os ciclos económicos, mostrando evidência de uma correlação significativa entre as variáveis utilizando, entre outros, a causalidade à Granger.

Karfakis (2013) analisa a relação entre o ciclo do crédito para o setor privado e o ciclo económico na Grécia. O autor utiliza a estimação de um modelo VAR com dados entre 2000 e 2011. Os resultados da sua análise empírica indicam que a relação entre estas variáveis é

significativa, pois o crédito contém informações relevantes sobre movimentos futuros no crescimento real, independentemente da influência da balança comercial. O autor finaliza concluindo que ignorar esta evidência empírica poderá trazer consequências sérias e que a grave crise da dívida na Grécia pode ter sido uma das principais causas para o colapso da economia grega.

Akpansung e Babalola (2012) estudaram a relação entre crédito do setor bancário e crescimento económico na Nigéria entre o período de 1970 a 2008, utilizando um modelo de mínimos quadrados. Os autores também encontraram evidência de um impacto positivo deste tipo de crédito na economia.

Levine (1997) foca-se na alocação de crédito, considerando que, sendo esta eficiente, promove o crescimento económico. O autor nota que o reconhecimento do impacto positivo da intermediação financeira na economia tem vindo a aumentar. Capiello (2010) fez um estudo semelhante para a Zona Euro, no qual conclui que a oferta de crédito em termos de volume e em termos de *standard* dos empréstimos às empresas, tem efeitos positivos e significativos no PIB.

A importância do sistema financeiro nos ciclos económicos foi profundamente explorada por Minsky, que desenvolveu a *teoria da instabilidade financeira*. Esta hipótese tem por base dois teoremas. O primeiro diz-nos que a economia tem regimes financeiros sob os quais é estável e outros pelos quais é instável. O segundo teorema diz-nos que em períodos longos de prosperidade económica, a economia transita de relações financeiras que suportam um sistema estável, para aquelas que tornam um sistema instável (1992). Minsky opunha-se à desregulamentação do sistema financeiro. O economista era da opinião que economias capitalistas exibem inflações e deflações da dívida que têm potencial para fugir de controlo, pois a inflação leva a mais inflação e a deflação a mais deflação, contrariando a ideia que a economia é um sistema que procura constantemente o equilíbrio e sustentabilidade.

Segundo Minsky, existem três tipos de financiamento. O financiamento *hedge* é aquele com menor risco, no qual as empresas utilizam boa parte do seu fluxo de caixa para pagar o empréstimo. A dívida não é isenta de risco, mas um incumprimento tem consequências limitadas. O financiamento especulativo assume mais algum risco em comparação com o *hedge*, pois o devedor cobre os juros com os fluxos de caixa, mas pode ter a necessidade de contrair novos empréstimos para fazer face a empréstimos com maior maturidade. Por último, o financiamento *Ponzi* está associado ao maior grau de risco, pois é aquele para o qual as empresas não conseguem fazer face aos juros inerentes ao empréstimo, nem o próprio valor do empréstimo. Neste caso, as empresas tentam vender o ativo que serve como garantia por um valor mais elevado de forma cobrir o financiamento e eventualmente até lucrar. Uma economia onde exista elevado financiamento do tipo *Ponzi* é considerada muito vulnerável,

porque no caso de uma desvalorização dos ativos, as empresas deixam de conseguir fazer face às suas obrigações, o que acentua a desvalorização do próprio ativo. Um período no qual se verifica uma desvalorização dos ativos ao mesmo tempo que existe um elevado nível de dívida é considerado um “momento Minsky” e está associado a períodos de crise.

O perigo do financiamento *Ponzi* é que pode de facto resultar durante um determinado período de tempo, mas com um ligeiro choque negativo ter consequências muito graves. Foi, em parte, isto que sucedeu durante o *bull-market* entre 2003 e 2007 do mercado imobiliário nos Estados-Unidos, onde, com pouco crédito, se estava a comprar e revender imóveis com um lucro significativo. Este fenómeno incentiva tanto credores como investidores a assumir riscos maiores. Contudo, restrições monetárias ou um choque externo podem levar a uma desvalorização dos ativos, obrigando as empresas a vender as suas posições, o que por sua vez debilita ainda mais os próprios ativos, levando a grandes perdas na economia.

As expectativas dos agentes económicos mudam de acordo com a fase do ciclo económico. Em períodos de maior expansão, a economia cresce a uma taxa superior ao seu crescimento de longo-prazo. Nestes períodos, existe mais crédito disponível e as empresas endividam-se mais. Na mesma linha de pensamento, Ramey e Ramey (1991), defende que quando existe crescimento, empresas tendem a investir mais e tomar decisões que poderão ser precipitadas e, conseqüentemente, ter efeitos negativos nos resultados e na economia.

No caso em que existem choques ou empresas tomam más decisões e não obtêm o retorno esperado dos seus investimentos, aquelas em piores condições começam a entrar em falência, não cumprindo as suas obrigações financeiras e o processo poderá começar a reverter-se, iniciando uma recessão. Segundo Chiarella e Di Guilmi (2011), este padrão de expansão e contração repete-se, revelando a fragilidade do sistema económico. Uma das sugestões que os autores dão para estabilização da economia, são a redução da capacidade de criação de moeda e a imposição de tetos do rácio de dívida permitido. Torna-se assim evidente, que um aumento excessivo do crédito pode ter efeitos negativos na economia, aumentando a sua vulnerabilidade.

Minsky (1986) defendia também, que práticas financeiras inovadoras são uma das raízes da instabilidade financeira. Inerente ao capitalismo está a ideia de *profit-seeking* realizada por famílias, empresas e bancos. O autor explica que, especialmente o setor bancário, procura novas formas de aumentar o retorno dos seus ativos ou reduzir o custo dos seus passivos através de novos instrumentos. Assim, estas instituições tendem a cometer excessos na busca de melhores resultados, o que aumenta o seu risco de perdas e maus investimentos, afetando negativamente a economia.

Apesar de Minsk ter sido estudante de Schumpeter, desenvolveu visões diferentes do seu Professor. Schumpeter considerava os ciclos económicos produtos de “ritmos naturais”.

Schumpeter (1951) defendia:

*This is really at the bottom of the recurrent troubles of capitalist society. They [depressões económicas] are but temporary. They are the means to reconstruct each time the economic system on a more efficient plan. But they inflict losses while they last, drive firms into the bankruptcy court, throw people out of employment, before the ground is clear and the way paved for new achievement of the kind which has created modern civilization and made the greatness of this country. (p. 113)*

Quis com isto Schumpeter dizer, referindo-se aos EUA, que os ciclos fazem parte da construção capitalista e que as crises económicas, apesar de terem graves consequências, por exemplo no desemprego e na forma de falências, são temporárias e são um meio de reconstruir o sistema económico de uma forma mais eficiente.

Segundo a visão *schumpeteriana* a inovação é uma das principais fontes de estabilidade e crescimento na economia. A disponibilidade de crédito permite aos empreendedores ter acesso a investimentos necessários para a inovação (1934). Esta é uma das principais discordâncias entre os economistas, pois como referido anteriormente, Minsky era da opinião que a inovação, principalmente no sector financeiro, leva a instabilidade económica.

Entender o papel do ciclo financeiro é fundamental para entender o comportamento da economia e possibilitar a criação de melhores políticas monetárias. O ciclo financeiro é melhor compreendido pelo comportamento complementar do crédito e do preço do imobiliário. Ele está desta forma associado a crises bancárias sistémicas que tendem a ocorrer perto do seu pico. O ciclo financeiro também permite, assim, identificar o risco de futuras crises financeiras com alguma antecedência (Borio, 2014). É necessário ajustar as políticas a esta realidade de forma a tomar medidas anti cíclicas mais consistentes ao longo de *booms* e depressões. Assim, será possível diminuir a probabilidade de colapsos e evitar políticas expansionistas que são de certa forma paradoxais, pois levam, com o passar do tempo, a estagnação e eventualmente a recessão (Borio, 2014).

Torna-se indiscutível reconhecer a importância do setor financeiro e da política monetária no crédito e na economia. O crédito é considerado um motor da atividade económica, incentivando o aumento do investimento. No entanto, este está de certa forma dependente das políticas monetárias, pois estas influenciam a procura e oferta de crédito. Outro fator importante são as taxas de juro, pois um aumento das mesmas diminui a procura de crédito e incentiva à poupança.

Na teoria de Schumpeter de crédito e desenvolvimento, é feita a distinção entre fluxo de crédito primário, para setores produtivos e fluxo de crédito secundário, que não aumentam a produtividade. O crédito do primeiro tipo, é considerado aquele que é utilizado no processo de inovação dos empreendedores e que, como discuti, é para Schumpeter a força motriz que



leva ao crescimento económico. O crédito não produtivo para o mercado imobiliário e outros mercados de ativos leva ao aumento do rácio de crédito/PIB. Este rácio mede o *financial deepening*, associado ao sobre desenvolvimento do setor financeiro, que ao invés de estimular o crescimento económico, atrasa-o (Bezemer, 2014). Beck *et al.* (2000) desenvolveram um estudo da causalidade entre intermediação financeira e crescimento, utilizando dados de painel e *cross-section*. Os resultados obtidos estão em linha com a visão *schumpeteriana*, onde concluíram que a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento está associado ao crescimento da produtividade total dos fatores e não à poupança ou acumulação de capital físico. Fatores que contribuem positivamente para o desenvolvimento financeiro são leis que deem prioridade a que credores assegurados obtenham o valor total do crédito prestado, sistemas legais que apliquem os contratos de forma rigorosa, incluindo contratos com o Estado e, por último, altos *standards* de contabilidade que tornem os relatórios financeiros das empresas mais compreensíveis. Reformas que fortaleçam os direitos dos credores aumentam o desenvolvimento da intermediação financeira e aceleram, dessa forma, o crescimento económico.

O estudo de Fidrmuc e Scharler (2013) sublinha o papel do desenvolvimento financeiro na estabilização das flutuações do ciclo económico. Neste estudo, onde Portugal e Alemanha estiveram incluídos, os autores utilizam os indicadores *turnover*, compreendido como o valor das ações transacionadas dividido pelo valor das ações em lista, e a capitalização de mercado dividido pelo PIB para definir o desenvolvimento financeiro. A relação obtida entre as duas variáveis foi significativamente negativa, indicando que países caracterizados por mercados financeiros desenvolvidos experienciam flutuações do crescimento económico menos acentuadas, promovendo estabilidade na economia.

### 2.3 Dívida Governamental e Crescimento Económico

É importante sublinhar que existe uma interação entre dívida privada e pública. Quando dívida privada é suportada por política fiscal, os incumprimentos aumentam a dívida pública. A capacidade do Estado de suportar um determinado nível de dívida depende da sua capacidade fiscal e/ou da sua capacidade de angariar receitas. Isto pode ser comprometido, caso o setor privado já esteja ele próprio altamente endividado (Cecchetti *et al.*, 2011). As crises financeiras recorrentes levam a uma reflexão cada vez mais aprofundada sobre dívida pública e políticas fiscais, devido aos crescentes desequilíbrios fiscais. Na generalidade, é unânime na teoria económica que níveis moderados de dívida poderão ter um impacto positivo no crescimento económico (Panizza e Presbitero, 2013). Por outro lado, um nível elevado de dívida pública poderá ter efeitos negativos, já que o aumento esperado dos impostos reduz o impacto positivo da despesa pública, levando a uma diminuição dos investimentos e consumo,

num panorama de maior aumento de desemprego e menor taxa de crescimento do PIB (Dritsaki, 2013). Medidas monetárias e fiscais como as não-convencionais levaram a um elevado aumento da dívida soberana. Mau desempenho económico, com produtividade e crescimentos baixos, diminuem a capacidade de um país de pagar a sua dívida e agrava o problema de sustentabilidade fiscal, o que obriga, por norma, a fortes ajustes fiscais (Calderón e Fuentes, 2013). O impacto da dívida pública na economia ganhou importância redobrada devido às recentes crises financeiras, principalmente a grande crise na Europa de 2007-2008. Apesar destes eventos, a literatura em relação a este tema não é extensa em relação a países da União Europeia, o que é curioso, já que os países da UE, nomeadamente da periferia como Portugal, Grécia e Itália foram muito afetados neste aspeto devido às crises financeiras.

Uma das poucas contribuições para o estudo deste fenómeno na UE, por Kumar e Woo (2010) revela uma relação inversa entre dívida e crescimento. Um aumento de 10 pontos percentuais no rácio de dívida por PIB, está associado a um abrandamento de 0.2% ao ano do PIB per capita anual, demonstrando um impacto ligeiramente inferior para países com economias avançadas. O aumento acentuado da dívida soberana gera preocupação em relação à sustentabilidade fiscal. Isto deve-se em grande parte ao facto de grandes dívidas estarem associadas a efeitos adversos na acumulação de capital, produtividade e crescimento económico. Isto pode suceder através do aumento das taxas de juro de longo-prazo, aumento da distorção nos impostos, maior inflação, aumento da incerteza e maior vulnerabilidade a crises. A diminuição do crescimento económico torna ainda mais imperial a tomada de medidas de ajustamento fiscal sérias numa fase inicial do endividamento de forma a reduzir o nível da dívida para valores mais sustentáveis.

De forma a reduzir o peso da dívida é necessário adotar medidas fiscais como alterações na taxa de impostos, consumo do Estado e despesa pública. De acordo com o Banco Mundial, a dívida pública é sustentável quando decresce até 80% do PIB (Dritsaki, 2013). O autor sugere estas medidas após uma análise da relação entre dívida pública e crescimento económico na Grécia através de modelos VECM e causalidade à Granger com dados entre 1960 e 2011. Os resultados obtidos demonstram uma relação causal unilateral a curto-prazo entre crescimento económico e dívida, neste sentido. No longo-prazo, existe também uma relação causal do crescimento económico para a dívida pública.

Reinhart e Rogoff (2010) atualizam o seu estudo com novos dados de dívida pública para 44 países numa extensão de 200 anos. Curiosamente, os resultados apontam para uma relação semelhante entre dívida pública e crescimento económico tanto para economias emergentes como economias avançadas. Países com um rácio dívida por PIB acima de 90% têm associado um nível bastante inferior de crescimento e um nível de 60% tem já consequências adversas em mercados emergentes. É importante notar que existem outras

vulnerabilidades associadas, nomeadamente países que financiem as dívidas com empréstimos de curto-prazo estão especialmente vulneráveis a crises de confiança que poderão provocar crises financeiras inesperadas.

Baum *et al.* (2012) estudam a mesma relação na Zona Euro. Os resultados empíricos indicam a existência de um impacto positivo da dívida de curto-prazo no crescimento do PIB, mas que este diminui para perto de zero para valores de rácio de dívida por PIB a partir de 67%. Para rácios acima de 95% esta relação passa a ser negativa. Para além disso, concluem que o impacto positivo de curto-prazo pode perder efeito ou tornar-se mesmo negativo caso os níveis de endividamento iniciais já sejam elevados. Neste caso, diminuir o nível de endividamento traria resultados positivos no crescimento. Por outro lado, com níveis de endividamento iniciais reduzidos, diminuir a dívida pode reduzir também o crescimento no curto-prazo.

Através dum modelo VAR com dados de painel para vinte economias desenvolvidas a partir do século XX, Malinen (2013) encontrou evidência de que a correlação negativa entre as variáveis é impulsionada pelo impacto do crescimento na dívida e não vice-versa. O estudo sugere que o crescimento económico tem um efeito negativo na dívida. Na opinião do autor este resultado é lógico tendo em conta que a despesa governamental é geralmente contra cíclica enquanto que a receita é pró cíclica.

Apesar de todas estas análises empíricas com diferentes ferramentas econométricas, segundo o FMI, a relação entre dívida e crescimento não é simples e há muitos fatores a ter em conta no desempenho dos mesmos. Para além disso, não existe um nível de rácio de dívida específico que possa determinar a diferença entre o “mau” e o “bom” (FMI, 2012).

Num caso extremo, um país pode entrar em *debt-overhang*. A teoria desenvolvida por Krugman (1988) sugere que se existir alguma probabilidade de um país no futuro contrair uma dívida superior à sua capacidade de fazer face à mesma, os custos associados vão desencorajar o investimento externo e interno. Isto acontece, porque o retorno é demasiado reduzido para suportar um crescimento da economia. Grande parte da receita é direcionada para o credor, o que não permite direcionar fundos para investimento doméstico numa tentativa de crescimento da economia. Num estudo relativo à Nigéria, Adegbite *et al.* (2008) utilizaram modelos lineares e não lineares para captar o impacto da dívida externa no desenvolvimento económico. Eles investigaram a influência da elevada dívida, os seus requisitos financeiros e resultante défice fiscal no investimento privado. Os resultados obtidos demonstraram que a existência de *debt-overhang* desencorajou as poupanças, aumentou o défice fiscal, depreciação das taxas de câmbio e desequilíbrio da balança de pagamentos, afetando negativamente o crescimento económico. A Nigéria obteve um perdão de dívida que diminuiu os pagamentos anuais de \$1.8 mil milhões para \$0.8 mil milhões, retirando-a da

tendência negativa e causando um impacto positivo no desenvolvimento económico, que permitiu maior investimento público em setores como a saúde e educação.

Segundo o FMI, países com altos níveis de dívida devem complementar a consolidação fiscal com medidas que apoiem o crescimento. Dão o exemplo do Japão, que se debate com fracos níveis de crescimento e que explicam em parte pela fragilidade do sistema bancário e falta de eficácia na aplicação de políticas monetárias, impedindo a consolidação fiscal.

## 2.4 Balança Corrente

A balança corrente fornece informação sobre os fluxos de entrada e fluxos de saída derivados da troca de bens e serviços, rendimentos de fatores produtivos e transferências unilaterais de residentes e não-residentes. Por outras palavras, são obrigações e ativos estrangeiros gerados por este tipo de transações. O déficit da balança corrente não representa uma variável de política económica, como por exemplo a massa monetária, mas antes um objetivo da política económica como a inflação ou o nível do PIB. Os movimentos da balança corrente são uma fonte de informação importante para os decisores políticos e refletem também os resultados dessas políticas (Fabris *et al.*, 2008).

Regra geral, o valor até 5% de déficit é visto como um limite saudável, a partir do qual os desequilíbrios se podem começar a tornar problemáticos, principalmente se o déficit for financiado por dívida de curto prazo. Por um lado, porque mesmo tendo um saldo positivo da balança comercial para fazer face às obrigações, pode não ser politicamente viável transferir receitas domésticas para pagar dívidas externas. Por outro, porque a noção de solvência pode partir da assunção que investidores estrangeiros têm abertura para emprestar, o que pode não corresponder à realidade, principalmente se o país já demonstrar incapacidade ou falta de vontade de cumprir as suas obrigações. Este valor não é, portanto, sinónimo de sustentabilidade e depende de economia para economia, pois é necessário ter outros fatores em conta quando se analisa os desequilíbrios externos, nomeadamente política de cambial, o nível de abertura do país, a composição da balança comercial e o nível de poupanças e investimentos (Ferretti e Razin, 1996).

Muitos investigadores concluíram que o déficit da balança corrente é um mau indicador para prever crises monetárias. Este facto ilustra a tese anterior de que o nível de déficit sustentável depende de economia para economia. Os déficits da balança corrente do México e da Tailândia eram 5.9% e 8.0% do PIB, respetivamente, quando as suas crises tiveram início. Por outro lado, Singapura teve um déficit com média de 10% do PIB entre 1965 e 1985 e, no entanto, não experienciou nenhuma crise monetária. Em 1996, o déficit da Indonésia era relativamente modesto, situando-se nos 3.3% do PIB e em 1998 debatia-se com uma crise monetária (Collins *et al.*, 1998).

Davis *et al.*, (2016) estudaram a relação entre a balança corrente e o crescimento económico na Europa em países nórdicos e países periféricos. Os autores verificaram que a mesma era negativa e que o seu efeito depende muito do saldo da balança corrente. Assim, concluíram, que quando a posição externa da economia se encontra em superavit ou equilibrada, ou seja, o aumento de dívida é financiado domesticamente, o efeito de um aumento marginal da dívida não tem impacto significativo. Contrariamente, quando se verifica um déficit da balança corrente, o que implica que um aumento da dívida é financiado pelo estrangeiro, o efeito pode ser muito significativo, aproximando a economia duma situação de crise.

### 3. Metodologia

---

Neste capítulo serão apresentados os conceitos, ferramentas e metodologias estatísticas relevantes utilizadas no estudo econométrico em questão, com o fim de obter uma investigação e resultados estatisticamente viáveis.

Inicia-se o estudo através da análise de estacionariedade das séries temporais. Estas serão testadas em primeiro lugar nas suas diferenças, aplicando o método de diferenciação e, posteriormente, serão testadas as suas componentes cíclicas, após aplicação do filtro Hodrick-Prescott (HP), de forma a extrair a componente cíclica. De seguida, expomos os modelos econométricos Vector Autoregression (VAR) e Vector Error Correction Model (VECM), bem como os seus pressupostos e as ferramentas existentes para a obtenção de diferentes análises estatísticas.

#### 3.1 Logaritmo

Em séries temporais de variáveis macroeconómicas, é recorrente as mesmas apresentarem tendências intrínsecas causadas pela natureza da mesma. Assim sendo, é comum nesses casos a utilização da logaritmação da série temporal. Isto leva a que uma tendência inerente à natureza da variável seja linearizada, não permitindo que esta se sobreponha a outro tipo de características da variável. Desta forma, torna-se mais fácil comparar e analisar as relações entre diferentes variáveis.

Outra vantagem da transformação logarítmica passa pelo facto de se tornar possível interpretar os coeficientes numa regressão como elasticidades, ou seja, o coeficiente representa a variação na variável dependente, associada a uma variação na correspondente variável independente.

#### 3.2 Diferenciação

Enquanto que a logaritmação lineariza a tendência numa série temporal, a diferenciação por sua vez elimina a tendência por completo, tornando-a potencialmente estacionária ao calcular a diferença dos valores absolutos entre períodos. No caso da primeira-diferença:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (1)$$

Caso, ainda assim, a série ainda apresente uma tendência, é necessário efetuar uma diferenciação de segundo grau:

$$\begin{aligned}\Delta^2 Y_t &= \Delta(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} \\ &= (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2})\end{aligned}\quad (2)$$

### 3.3 Filtro Hodrick-Prescott (HP)

O filtro HP é uma ferramenta matemática utilizada para separar a componente cíclica da componente temporal de longo-prazo em séries temporais. Trata-se de um filtro simétrico no centro da amostra e que age como uma média ponderada à medida que se aproxima das extremidades, atuando como suavizador ao longo de toda a amostra, exceto nas extremidades, onde atua inteiramente como um filtro. Isto deve-se ao facto de existirem cada vez menos dados à medida que se aproxima do final da amostra, levando-o a concentrar-se nas observações mais recentes e ficar interrompido nos finais da amostra (Razzak 1997).

Assume-se que uma série temporal possui estas duas componentes:

$$Y_t = g_t + c_t, \quad (3)$$

sendo a série  $Y_t$  uma soma da componente de crescimento  $g_t$  e da componente cíclica  $c_t$ . A função do filtro HP para obtenção da componente cíclica é a seguinte:

$$\text{Min}\{g_t\}_{t=-1}^T \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{-1t} - g_{t-2})]^2 \right\}, \quad (4)$$

onde  $c_t = y_t - g_t$  representa a componente cíclica.

Ao aplicar o filtro HP, é determinado um parâmetro de alisamento  $\lambda$ , para qual os autores Hodrick e Prescott sugerem um valor de  $\lambda = 1600$ , no caso de uma série com valores trimestrais, como é o caso deste estudo.

O parâmetro de alisamento  $\lambda$  é um valor positivo que penaliza a variabilidade na componente de crescimento da série face à sua tendência através duma estimativa do método de mínimos quadrados ordinários. Quanto maior for o valor de  $\lambda$ , maior a penalização da variabilidade e mais a estimativa se aproxima da tendência, resultando numa função mais “suave”, com menor variabilidade.

### 3.4 Estacionariedade

Como discutido anteriormente, séries temporais de variáveis económicas possuem muitas vezes tendências inerentes à natureza da variável, o que faz delas séries não-estacionárias, como é o caso do PIB e do preço, que têm uma tendência crescente devido a fatores como a inflação.

Para que uma série temporal seja estacionária, esta tem que ter um valor esperado constante, a variância tem que ser constante e não poderá existir sazonalidade, isto é:

1.  $E(Y_t) = \mu, \forall t$
2.  $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu) = \sigma^2, \forall t$
3.  $Cov(Y_t, Y_{t+h}) = f(h) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+h} - \mu)], \forall t e \forall h \neq 0$

A principal diferença entre séries estacionárias e não-estacionárias reside no facto de em séries estacionárias o efeito de um choque nas variáveis dependentes ser temporário e desaparecer ao longo do tempo, não causando um efeito “cadeia” que influenciaria os períodos seguintes. Por outro lado, séries não-estacionárias contêm características que as tornam dependentes do tempo. Assim, tanto a média como a variância da série irá variar ao longo do tempo, levando a que não exista uma média de longo-prazo à qual a série retorne após o choque e poderá existir o efeito em “cadeia”, isto é, a variância tenderá para infinito à medida que a série se prolonga no tempo.

Um dos graves problemas de séries não-estacionárias é a possível existência de Regressão Espúria. Ao longo do tempo, é esperado que estas séries tenham altos e baixos. No entanto, para um período razoavelmente longo, a série acabará por demonstrar uma tendência crescente ou decrescente. Este conceito sugere que duas quaisquer séries não-estacionárias e não relacionadas, possam apresentar uma tendência crescente, decrescente ou oposta uma da outra. Assim, ao efetuar uma regressão com estas séries, será possível verificar uma relação positiva no caso de ambas terem uma tendência crescente ou decrescente; ou negativa, no caso de uma série possuir uma tendência crescente a outra uma tendência decrescente. Desta forma, obter-se-ia um resultado estatisticamente correto, mas totalmente inviável pelo facto de as duas séries não terem qualquer tipo de relação com fundamento teórico.

Existe, portanto, a necessidade de efetuar testes de forma a aferir a estacionariedade das séries em estudo. Numa primeira instância, é possível verificar a não-estacionariedade de uma série, efetuando uma análise gráfica e verificando que esta possui uma tendência, seja ela crescente ou decrescente. Outro caso, poderá ser a variação inconstante do desvio-padrão em torno da média. É possível, também, efetuar uma comparação global e local da média, comparando a média do gráfico completo com a média duma porção temporal e verificando que a mesma varia.

No entanto, existem ferramentas estatísticas que nos permitem efetuar testes mais rigorosos, nomeadamente testes de raiz unitária.



### 3.5 Testes de Raiz Unitária

Uma das formas de testar a estacionariedade das séries, é testar se estas possuem uma ou mais raízes unitárias. Uma série que tenha raiz unitária é uma série não-estacionária à qual é necessário aplicar o método de diferenciação para chegar à estacionariedade. Utilizando o modelo simples AR (1), de forma a demonstrar em que casos uma série possui ou não raiz unitária:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t = \phi^t Y_0 + \sum_{h=0}^{t-1} \phi^h \varepsilon_{t-h} \quad (5)$$

Onde a série  $Y_t$  é resultado de si própria no período anterior,  $Y_{t-1}$ , multiplicado pelo coeficiente  $\phi$ , e depois somado ao erro  $\varepsilon_t$ .

O valor esperado e a variância são representadas das seguintes formas:

$$\bullet E(Y_t) = E(\phi Y_{t-1}) = \phi E(Y_{t-1}) = \phi^2 E(Y_{t-2}) = \phi^t Y_0 \quad (6)$$

$$\bullet Var(Y_t) = \sigma^2 [\phi^0 + \phi^2 + \phi^4 + \dots + \phi^{2(t-1)}] \quad (7)$$

Verificam-se os três casos seguintes:

1.  $|\phi| < 1$ , a série é estacionária, pois  $E(Y_t) \rightarrow 0$ , e  $var(Y_t) \rightarrow \frac{\sigma^2}{1-\phi^2}$
2.  $|\phi| > 1$ , a série tende para o infinito, pois  $E(Y_t) \rightarrow \pm\infty$
3.  $|\phi| = 1$ , existe raiz unitária e a série é não-estacionária,

não pela média, pois  $E(Y_t) = Y_0$ , que é um valor constante, mas porque  $Var(Y_t) = t \sigma^2$ , o que significa que a variância aumenta ao longo do tempo.

Os testes de raiz unitária procuram determinar a ordem de integração de uma série. Para determinar a ordem de integração, será necessário testar a série em nível, primeira-diferença, segunda-diferença e assim sucessivamente, até que se obtenha o resultado de estacionariedade. Dependendo do teste, a hipótese nula poderá ser de estacionariedade ou não-estacionariedade, o que leva a diferentes interpretações das probabilidades e estatísticas de teste, como será explicado de seguida.

#### 3.5.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado

Pegando novamente no modelo AR (1), é possível demonstrar como é possível com o método desenvolvido por Dickey e Fuller (1979) testar a existência de uma raiz unitária, ou seja, a hipótese nula de não-estacionariedade da série. Este teste verifica, simultaneamente, se a esta é um *difference stationary process* (DSP), ou seja, se a série é estacionária após diferenciação. Pelo teste simples de Dickey e Fuller:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (8)$$

Subtraindo  $Y_{t-1}$  à equação:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \phi Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta Y_{t-1} &= (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta Y_{t-1} &= \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \tag{9}$$

onde,  $\gamma = \phi - 1$ , sendo as hipóteses de teste:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ vs } H_0: \gamma \neq 0$$

Após o desenvolvimento deste teste, Dickey e Fuller sugeriram uma versão mais abrangente do teste ao incluir mais defasamentos, de forma a eliminar o risco de autocorrelação. O número de defasamentos adicionais é determinado pelos critérios de informação de Akaike (AIC) ou de Schwartz Bayesian (SIC); ou ao efetuar o teste LM após cada defasamento adicional, testando a autocorrelação dos resíduos da regressão ADF.

Existem três diferentes modelos possíveis para o teste ADF, através de diferentes equações:

$$1. \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{10}$$

$$2. \Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{11}$$

$$3. \Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{12}$$

A diferença entre as equações reside nos elementos determinísticos. No caso de  $\gamma = 0$ , ou seja,  $\phi = 1$ , estamos na presença de uma série com raiz unitária, como explicado no início deste sub-capítulo. A equação 1. apenas depende dos seus valores defasados, a equação número 2. inclui também um valor determinístico fixo,  $a_0$ , e a equação número 3. inclui adicionalmente uma tendência temporal não-estocástica,  $a_2 t$ .

Os valores críticos de teste são os mesmos para o teste ADF, como para o teste DF simples:

**Tabela 3.1: Valores críticos de teste DF e ADF**

**Fonte: MacKinnon (1991)**

Modelo	1%	5%	10%
$\Delta Y_{t-1} = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$	-2.56	-1.91	-1.62
$\Delta Y_{t-1} = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$	-3.43	-2.86	-2.57
$\Delta Y_{t-1} = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$	-3.96	-3.41	-3.13

A hipótese nula é rejeitada no caso de o valor observado na estatística de teste ser inferior, em valor absoluto, aos valores críticos da *Tabela 3.1*, ou, de forma equivalente, observar o valor de probabilidade  $p < 0.05$ . Assim, é rejeitada estatisticamente a hipótese de não-estacionariedade, o que significa que a série não possui raiz unitária.

### 3.5.2 Teste Kwiatkowsky Phillips Schmidt Shin (KPSS)

O teste KPSS é um bom teste para complementar o teste ADF, pois testa a estacionariedade da série, ao invés de testar a existência de raiz unitária. Segundo Soukhakian (2007), o teste KPSS elimina o problema de falta de eficácia do teste ADF e PP em relação a processos estacionários que estejam próximos da raiz unitária, isto é, quando  $\gamma \approx 1$ , o que ficou comprovado por DeJong *et al* (1989). Desta forma, o teste KPSS também informa se a série se torna estacionária após a diferenciação e remoção da tendência, um chamado *trend stationary process* (TSP).

O teste KPSS apresenta as seguintes hipóteses:

$$H_0: \text{Série estacionária} \text{ vs. } H_1: \text{Série não-estacionária}$$

**Tabela 3.2: Valores críticos teste KPSS**

Fonte: Sephton (1994)

Modelo	1%	5%	10%
Constante	0.744	0.461	0.347
Com tendência	0.218	0.148	0.119

Caso o valor observado da estatística de teste KPSS seja superior ao valor crítico associado, a hipótese nula é rejeitada e pode-se concluir que a série é estacionária, isto é, que a série não possui raiz unitária.

### 3.5.3 Teste Phillip Perron

O teste Phillips-Perron é uma versão menos restritiva do teste ADF. Enquanto que no teste ADF se assume que os erros são estatisticamente independentes uns dos outros e têm variância constante, o teste PP não coloca este tipo de condições quanto à distribuição dos erros. De forma a corrigir correlação serial, o teste ADF tem a soma progressiva de defasamentos nos seus modelos. O teste PP por sua vez, faz a correção na estatística  $t$  do coeficiente  $\gamma$ , de forma a contabilizar o efeito de correlação serial no erro  $\varepsilon_t$ . A regressão para o teste PP é a seguinte:

$$\Delta Y_{t-1} = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Assim, este teste é apenas uma versão do teste ADF com modificações na estatística  $t$ , que têm em conta a sua natureza menos restritiva quanto aos erros da regressão.

Como a distribuição deste teste é igual à do teste ADF, os valores críticos segundo MacKinnon (1991) são também aplicáveis (Asteriou e Hall, 2006).

### 3.6 *Vector Autoregression Model (VAR)*

Até 1980, a análise econométrica tradicional fazia uso de modelos simultâneos de larga escala para a análise de relações entre conjuntos de variáveis macroeconómicas. Estes modelos estimam as relações através de análise regressiva utilizando grandes conjuntos de dados e baseando as previsões em correlações passadas ao invés de relações teóricas. Adicionalmente, a inclusão de variáveis no modelo era decidida empiricamente em vez de utilizar teoria económica.

Na famosa Crítica de Lucas (1976), Robert Lucas também crítica este tipo de modelos, pois é da opinião que não se tratam de modelos com parâmetros estruturais, independentes de alterações políticas, mas de parâmetros suscetíveis a essas mesmas alterações e que, por essa razão, levariam à tomada de medidas por conclusões imprecisas.

Sims (1980) desenvolveu o modelo VAR por ser um forte crítico dos modelos de equações simultâneas existentes, nos quais era necessário determinar quais variáveis tratar como endógenas e exógenas. Na sua opinião, não deveria existir distinção para este tipo de variáveis e todas deveriam ser tratadas como endógenas, o que significa que, no VAR, cada equação possui o mesmo conjunto de regressores e o número de variáveis é igual ao número de equações.

O modelo VAR mais simples é um modelo AR (1) da forma:

$$\Delta Y_t = a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Aqui, trata-se de um modelo uni-variado, onde o valor da variável  $Y_t$  depende apenas do seu valor desfasado. Como o modelo contém apenas um desfasamento, é chamado um modelo autoregressivo de 1ª ordem, AR (1). No entanto, pode-se facilmente adicionar mais desfasamentos, resultando num modelo AR (p), de p desfasamentos. O termo do erro assume-se ter distribuição normal, com média zero e variância  $\sigma^2$ .

É comum na economia existirem variáveis que não só explicam a variável dependente, como também são explicadas pela variável dependente. Assim, efetuar uma regressão de uma variável macroeconómica apenas com um modelo AR (p) torna-se algo restritivo, pois se tem que considerar a existência de vários fatores, ou variáveis, que influenciam um determinado processo.

O modelo VAR comprovou ser especialmente útil para descrever o comportamento dinâmico de séries temporais económicas e para efetuar previsões. É um modelo multi-variado, o que faz de si um modelo mais abrangente que os modelos uni-variados. Um VAR simples bi-variado, com duas variáveis, pode ser descrito da seguinte forma:

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (14)$$

$$(=) Y_{1t} = a_{11}Y_{1t-1} + a_{12}Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

$$(=) Y_{2t} = a_{21}Y_{1t-1} + a_{22}Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (16)$$

Uma etapa essencial na conceção de um bom modelo VAR é a determinação do número ótimo de defasamentos. Este cálculo é efetuado através de critérios de ordem de seleção de defasamentos. Trata-se de um processo de extrema importância, pois a inclusão de demasiados defasamentos prejudica o modelo, desperdiçando graus de liberdade, enquanto que a inclusão de defasamentos a menos resulta potencialmente em problemas de autocorrelação entre os resíduos no modelo e prejudica as suas estimativas.

Os dois critérios usualmente mais utilizados são apresentados de seguida.

### 3.7 Critérios de Informação

Critérios de Informação são um método útil para a tomada de decisão de um modelo adequado aos dados em estudo. O Critério de Informação de Schwarz (SIC) apresentado por Schwarz (1978) e o Critério de Informação de Akaike (1973, 1974) são os dois critérios mais populares e eficientes para a escolha de um modelo em detrimento de outro. Estes critérios procuram minimizar a quantidade de informação necessária para reproduzir os dados e modelos em estudo, resultando na seleção de modelos que são uma representação eficiente dos dados.

#### 3.7.1 Critério de Informação de Schwarz (SIC)

O SIC é definido como:

$$SIC = -2 \log(L) + p \log(n), \quad (17)$$

sendo  $L$  a máxima verossimilhança,  $p$  o número de parâmetros no modelo e  $n$  o número de observações.

Ao serem adicionados parâmetros ao modelo, a máxima verossimilhança aumenta, pois, o modelo tem mais fatores explicativos. O critério beneficia este fator ao calcular o logaritmo de  $L$  e multiplicar por -2. Por outro lado, o critério penaliza o aumento dos parâmetros e das observações no termo do lado direito ao multiplicar  $p$  com o logaritmo de  $n$ .

Assim, este critério permuta os dois termos, de forma a que o valor mínimo do SIC seja aquele que representa o número ótimo de defasamentos.

### 3.7.2 Critério de Informação de Akaike (AIC)

O AIC define-se pela equação:

$$AIC = -2 \log(L) + 2p \quad (18)$$

A diferença entre o SIC e o AIC, é que o AIC não é penalizado pelo número de observações no modelo. Estudos indicam que o critério produz resultados bastante precisos para  $n \geq 30$  (Mutua 1994) e que foi mesmo utilizado com sucesso em estudos com  $n \geq 20$  (Kitagawa, 1979).

## 3.8 Cointegração

Como discutido anteriormente, o problema de regressão espúria pode aparecer frequentemente em modelos macroeconómicos, tendo em conta que grande parte das suas variáveis têm tendências. Uma das soluções é diferenciar as séries temporais sucessivamente até atingir estacionariedade. No entanto, a diferenciação também acarreta problemas, pois o erro também é diferenciado, o que pode levar a estimativas imprecisas.

A cointegração proveio da necessidade de desenvolver um modelo que resolvesse o problema da regressão com variáveis em nível. Desta forma, tornou-se possível estimar modelos que combinam propriedades de curto e de longo-prazo, mantendo simultaneamente a estacionariedade em todas as variáveis.

Quando duas variáveis são não-estacionárias, é esperado que os seus erros sejam também não-estacionários e, conseqüentemente, a acumulação de ambos os erros seja, por sua vez, também não-estacionária. No entanto, no caso de se verificar realmente uma relação entre duas variáveis, é esperado que os seus erros se comportem de forma parecida, movendo-se em conjunto. Assim, ao agregar estes erros, é possível encontrar uma combinação que elimine a condição de não-estacionariedade. Neste caso, fala-se da existência de cointegração.

Esta noção torna o conceito de cointegração muito relevante na análise de séries temporais não-estacionárias. Se existir de facto uma relação de longo-prazo entre as variáveis, mesmo que estas aumentem ou diminuam ao longo do tempo, ou seja, tenham uma tendência, elas têm esta mesma tendência em comum que as relaciona (Asteriou e Hall, 2007).

Para que se verifique uma relação de longo-prazo, é necessária a existência de uma combinação entre as variáveis que seja uma variável estacionária, isto é, integrada de ordem 0,  $I(0)$ .

Uma combinação entre as variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  pode ser descrita da seguinte forma:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t, \quad (19)$$

sendo os resíduos:

$$\hat{u}_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t. \quad (20)$$

Se  $\hat{u}_t \sim I(0)$ , então as variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  são consideradas cointegradas.

### 3.9 Modelo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM)

Os modelos VECM são modelos centrados na teoria e úteis para a estimação dos efeitos tanto de curto como de longo-prazo que uma série temporal tem sobre outra.

Como será demonstrado, o termo “correção de erros” provém do facto que o erro, isto é, o desvio do desfasamento anterior em relação ao equilíbrio de longo-prazo, influencia as dinâmicas de curto-prazo. Estes modelos demonstram a velocidade a que a variável dependente regressa ao equilíbrio após um choque numa variável independente.

Como explicado anteriormente, por definição, se  $Y_t$  e  $X_t$  são cointegradas, então  $\hat{u}_t \sim I(0)$ , o que significa que o erro é estacionário. Assim, este modelo garante que os erros se tornem cada vez maiores ao longo do tempo. Adicionalmente, o VECM é estimado através de variáveis em primeira diferença, pois tem como condição subjacente a existência de cointegração entre as variáveis. Assim, as suas tendências são eliminadas, o que resolve o problema de regressão espúria.

O VECM é especificado como:

$$\Delta Y_t = a_0 + b_1 \Delta X_t - \pi \hat{u}_{t-1} + Y_t \quad (21)$$

O modelo representa tanto o efeito de curto como de longo-prazo. O coeficiente  $b_1$  representa o impacto imediato que uma variação em  $X_t$  tem na variação de  $Y_t$ . Por outro lado,  $\pi$  é o coeficiente de ajustamento, e explica a dimensão da correção em relação ao desequilíbrio, ou seja, de que forma é que um desequilíbrio nos desfasamentos anteriores afeta um ajustamento de  $Y_t$ .

#### 3.9.1 Teste de Johansen

O teste de Johansen é um teste fundamental para que se possa estimar o modelo VECM. O objectivo deste teste consiste em aferir o número de combinações lineares independentes estacionárias num conjunto de variáveis não-estacionárias. Este número indica quantas

relações de cointegração existem entre as variáveis em estudo. Desta forma, ao efetuar um teste de Johansen estamos, também, a testar a existência de cointegração.

Regra geral, para  $n$  variáveis, apenas podemos ter  $n - 1$  vetores de cointegração. Assim, no caso mais simples de duas variáveis, no caso de existir cointegração, sabemos que existe apenas um único vector de cointegração.

Para  $n > 2$ , assumindo para efeito de demonstração  $n = 3$ , o modelo com mecanismo de correção de erro multivariado é o seguinte:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + u_t, \quad (22)$$

que passando para a forma matricial:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + u_t \quad (23)$$

onde  $Z_t = [Y_t, X_t, W_t]$ ,  $\Gamma_i = (I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)(i = 1, 2, \dots, k - 1)$  e  $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$ .  $\Pi$  contém informação de curto e de longo-prazo e pode ser decomposto em  $\Pi = \alpha\beta'$ , sendo  $\alpha$  o coeficiente da velocidade de ajustamento e  $\beta'$  a matriz dos coeficientes de longo-prazo.

Assim:

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \\ \Delta W_t \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta X_{t-1} \\ \Delta W_{t-1} \end{pmatrix} + \Pi \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{pmatrix} + e_t \quad (24)$$

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \\ \Delta W_t \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta X_{t-1} \\ \Delta W_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \\ a_{31} & a_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{pmatrix} + e_t. \quad (25)$$

Isolando a equação de correção de erro de  $Y_t$ :

$$\Pi_1 Z_{t-1} = ([a_{11}\beta_{11} + a_{12}\beta_{12}] [a_{11}\beta_{21} + a_{12}\beta_{22}] [a_{11}\beta_{31} + a_{12}\beta_{32}]) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{pmatrix} \quad (26)$$

$$\begin{aligned} \Pi_1 Z_{t-1} &= a_{11}(\beta_{11} Y_{t-1} + \beta_{21} X_{t-1} + \beta_{31} W_{t-1}) \\ &+ a_{12}(\beta_{12} Y_{t-1} + \beta_{22} X_{t-1} + \beta_{32} W_{t-1}) \end{aligned} \quad (27)$$

Onde se pode verificar os dois vetores de cointegração com os respetivos coeficientes de ajustamento  $a_{11}$  e  $a_{12}$ .

Ao efetuar o teste de Johansen, é necessário determinar o modelo mais adequado. Existem 5 possíveis modelos, tendo em conta as componentes determinísticas no sistema multivariado. A equação generalizada que inclui todos os possíveis modelos é a seguinte:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix} (Z_{t-1} \quad 1 \quad t) + \mu_2 + \delta_2 t + u_t \quad (28)$$



É possível verificar que podemos obter uma constante com o coeficiente  $\mu_1$  e/ou uma tendência com o coeficiente  $\delta_1$  no modelo de longo-prazo, ou seja na equação de cointegração; e podemos obter uma constante com o coeficiente  $\mu_2$  e/ou uma tendência com o coeficiente  $\delta_2$  no modelo VAR de curto-prazo.

Os modelos 1 e 5 são pouco realistas tendo em conta a teoria económica. No modelo 1 não existe constante nem tendência tanto na EC como no VAR, pois  $\delta_1 = \delta_2 = \mu_1 = \mu_2 = 0$ . No outro extremo, modelo 5, existe constante e tendência quadrática na EC e existe tendência linear no VAR. Este modelo é difícil de interpretar do ponto de vista da teoria económica, pois pressupõe a existência de uma taxa de crescimento sempre crescente ou decrescente.

Assim, temos os restantes três modelos. O modelo 2 implica a existência de uma constante, sem tendência, na EC e a inexistência tanto de constante como de tendência no VAR, ou seja,  $\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$ . Neste caso, não existe tendência linear nos dados, o que significa que as primeiras-diferenças têm média zero. No modelo 3, existe constante na EC e no VAR, mas não existem tendências em ambos, ou seja  $\delta_2 = \delta_2 = 0$ . Isto significa que o modelo permite apenas que os dados flutuem em torno de uma constante, mas que não haja tendência nas variáveis em nível. Por último, o modelo 4 pressupõe a existência de constante na EC e no VAR, e a existência de tendência apenas na EC, ou seja, apenas  $\delta_2 = 0$ . A tendência linear na componente de longo-prazo é incluída como variável TSP (trend-stationary-process) e indica a presença de crescimento exógeno, como por exemplo progresso tecnológico (Asteriou e Hall, 1997).

O número de vectores de cointegração é determinado pelos seguintes testes:

### 1. Teste Eigenvalue

Este processo testa a hipótese nula de o número de combinações lineares, o *rank*, ser igual ao número de variáveis, contra a hipótese alternativa de existirem  $r + 1$  combinações lineares:

$$H_0: R = r_0 \text{ vs } H_1: R = r_0 + 1$$

Para três variáveis no modelo,  $r_0$  pode ser 0, 1 ou 2. Quando se considera  $r_0 = 0$ , rejeitando a hipótese nula, conclui-se que  $R = 1$ , ou seja, que existe uma combinação linear estacionária, uma única relação de cointegração.

### 2. Teste do Traço

Ao contrário do teste Eigenvalue, o teste do Traço verifica se existe pelo menos uma combinação linear estacionária:

$$H_0: R \leq r_0 \text{ vs } H_1: R > r_0,$$

Para três variáveis no modelo,  $r_0$  pode ser 0, 1 ou 2. Considerando  $r_0 = 0$  rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que existe pelo menos uma relação de cointegração.

### 3.10 Causalidade à Granger

Um ponto importante na análise econométrica de séries temporais é determinar a causa e efeito entre variáveis. Existem quatro possíveis relações. Uma variável  $x_t$  pode explicar  $y_t$ ,  $y_t$  pode explicar  $x_t$ , pode existir causalidade nas duas direções ou as variáveis podem ser independentes uma da outra. Granger (1969) desenvolveu um teste de forma a obter esta informação, no qual se define que uma variável  $x_t$  causa outra variável,  $y_t$ , à Granger, se  $y_t$  for explicada com melhor precisão pelos desfasamentos anteriores de  $x_t$  do que não utilizando estes desfasamentos.

Considerando a seguinte equação para uma série temporal que depende dos seus valores anteriores e dos valores anteriores de  $x_t$ :

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (29)$$

Assim, a hipótese nula e a hipótese alternativa formulam-se da seguinte forma:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0 \text{ vs } H_1: \exists n = 1, 2, \dots, n \text{ tal que } \beta_n \neq 0$$

Rejeitando a hipótese nula, concluímos que  $x_t$  causa  $y_t$  à Granger, caso contrário, concluímos que  $y_t$  é independente de  $x_t$ .

### 3.11 Função Impulso Resposta (FIR)

A função impulso resposta (FIR) mede o perfil temporal do efeito de choques exógenos nos valores futuros das variáveis num sistema. Desta forma, é possível quantificar a reação de uma variável em relação a um choque exógeno noutra variável. No caso de se tratar de um sistema estável, é esperado que o efeito do choque tenda para zero a longo-prazo. A FIR é também uma forma de aferir a existência de causalidade entre variáveis, já que quanto maior a reação de uma variável em relação a um choque noutra, maior será a causalidade. Por outro lado, caso a FIR de uma determinada variável seja zero, significa que não existe causalidade com variável que sofreu o choque. Pode ainda, no entanto, existir causalidade no sentido oposto.

Demonstrando novamente um sistema VAR de duas variáveis:

$$Y_{1t} = a_{11}Y_{1t-1} + a_{12}Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (30)$$

$$Y_{2t} = a_{21}Y_{1t-1} + a_{22}Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (31)$$

é possível verificar como um choque num momento desfasado, por exemplo t-1, numa variável dependente, pode afetar a variável independente num desfasamento futuro.

Formalmente, segundo a representação matricial de Wold, a FIR apresenta-se da seguinte forma:

$$c_{ij}^h = \frac{\partial y_{i,t}}{\partial \varepsilon_{j,t-h}} = \frac{\partial y_{i,t+h}}{\partial \varepsilon_{j,t}} \quad (32)$$

com  $i = 1, 2, \dots, n$ . Através desta equação é possível obter os resultados futuros da variável dependente após um choque aleatório  $\varepsilon_{j,t}$ .

### 3.12 Decomposição da Variância (FEVD)

A decomposição da variância do erro de previsão determina a porção, em percentagem, da variância inesperada que é causada em cada variável devido a choques nas outras variáveis do sistema, durante um determinado período. Indica, assim, o impacto relativo que uma variável tem na outra e é, conseqüentemente, também um indicador de causalidade. Através desta metodologia é possível verificar qual variável tem um impacto mais significativo em explicar a variância do erro de previsão das outras variáveis e, dessa forma, a incerteza associada à evolução das mesmas.

A variância do erro de previsão é representada da seguinte forma:

$$FEVD_{ij}^h = \frac{\sigma_{\eta j}^2 \sum_{s=0}^{h-1} (c_{ij}^s)^2}{\sigma_{\eta 1}^2 \sum_{s=0}^{h-1} (c_{i1}^s)^2 + \dots + \sigma_{\eta n}^2 \sum_{s=0}^{h-1} (c_{in}^s)^2} \quad (33)$$

onde  $\sigma^2$  é a variância do erro e  $c_{ij}$  é a FIR.

### 3.13 Variáveis Dummy

Variáveis *Dummy* podem ser utilizadas com diferentes objetivos. No caso das séries temporais, determinadas variações abruptas nos valores de uma série podem dever-se a choques exógenos não quantificáveis. Isto pode suceder por exemplo no caso de uma guerra, alteração de regimes políticos ou um choque no preço do petróleo. Um valor *outlier* na série, pode causar desequilíbrios no modelo e tornar a sua estimação inviável. A utilização de variáveis *Dummy* torna-se uma ferramenta útil de forma a corrigir estes desequilíbrios e possibilitar a estimação de um modelo estável.

## 4. Dados

---

Este capítulo destina-se a descrever brevemente os dados de Portugal e da Alemanha utilizados neste estudo empírico.

O estudo baseia-se na utilização de séries temporais macroeconómicas. As séries utilizadas são o PIB, o rácio da balança corrente sobre o PIB, *credit to the private non financial sector* e *credit to the general government*. Estas serão escrutinados mais a fundo de seguida. Todas as séries são de frequência trimestral e o período em investigação decorre entre o último trimestre de 1998 e o segundo trimestre de 2019, num total de 83 observações. Adicionalmente, todas são medidas em milhões de euros, exceto o rácio da balança corrente sobre o PIB que é medido em percentagem nos dados originais. Estes foram convertidos para medida decimal.

As séries do PIB e do rácio da balança corrente sobre o PIB são retiradas da base de dados da OCDE. No caso do PIB, trata-se do PIB real, calculado através de volume em cadeia e ajustado de sazonalidade, de forma a eliminar os efeitos sazonais. Optou-se pelo PIB real, com o intuito de estudar melhor os efeitos do crescimento do PIB sem incluir as distorções da inflação. O rácio da balança corrente sobre o PIB é retirado da balança de pagamentos da OCDE que é compilada de acordo com o manual BPM6 (*Balance of Payments and International Investment Position Manual*) do FMI. Esta é composta naturalmente pelas balanças de bens, de serviços, de rendimentos e de transferências correntes e dividido.

A fonte utilizada para os dados do crédito foi o BIS (*Bank for International Settlements*). Ambas as séries estão ajustadas para quebras. O *credit to the private non financial sector* é designado “crédito para o setor privado” neste trabalho. Do lado do devedor, como o nome da série em inglês sugere, não está incluído o setor financeiro, ou seja, bancos centrais, bancos comerciais e outras instituições de intermediação financeira como sociedades de seguros e fundos de pensões. Estão sim incluídas empresas não financeiras públicas e privadas, famílias e instituições sem fins lucrativos ao serviço das famílias. Do lado do credor, estão incluídas empresas não financeiras e financeiras como os bancos centrais e bancos domésticos, bem como outro tipo de empresas de intermediação financeira, o Estado, famílias, bancos internacionais, entre outros. Os instrumentos em causa são empréstimos e títulos de dívida nos quais estão incluídas obrigações e outros títulos de curto prazo.

A série *credit to the general government* é denominada neste trabalho “dívida governamental” ou “crédito para o governo”. Esta representa o que é considerada pelo BIS a “dívida central” e consiste em empréstimos, títulos de dívida e moeda e depósitos, e é equivalente à dívida de Maastricht, utilizada, por exemplo, no PEC (Pacto de Estabilidade e Crescimento). Os dados incluem o crédito para o governo, considerando governo central e governo local, e fundos da segurança social. Empresas públicas estão excluídas desta série,

pois não são consideradas parte do setor “governo”, mas sim do setor empresarial financeiro e não financeiro. Segundo a OCDE, em 2014, esta dívida constituía 99,8% e 93,8% da dívida total da Alemanha e de Portugal, respetivamente. Nesta série está já calculado o saldo de dívidas e créditos entre entidades governamentais.

## 5. Resultados Empíricos

---

O estudo em questão procura analisar empiricamente a existência de relação entre o crédito e o crescimento económico. Para tal, elaborou-se modelos VAR em ciclos, de forma a captar a relação cíclica das duas variáveis utilizando o filtro HP, e VAR em diferenças. Ambos retratam as relações de curto-prazo entre as variáveis em estudo. Adicionalmente, analisa-se a existência de cointegração e elabora-se modelos VECM, com os quais se pode estudar a relação de longo-prazo entre as variáveis. Estes modelos foram aplicados para Portugal e Alemanha, tanto para o crédito para o setor privado, como para a dívida governamental.

Em primeiro lugar, inicia-se com os resultados do estudo entre o crédito para o setor privado e o crescimento económico. Prossegue-se com a relação entre o crédito para o governo e o crescimento económico, começando por Portugal. Após estas considerações, efetua-se o mesmo procedimento para o caso da Alemanha.

### *5.1 Portugal: Crédito para o Setor Privado*

Antes de efetuar qualquer consideração e antes que se possa recorrer ao modelo VAR, é necessário verificar a estacionariedade das séries temporais. Para tal, começa-se por aplicar o logaritmo às séries *pib\_pt* e *credito\_pt*, de forma a torna-las integráveis e poder obter uma tendência linear. Assim, existe maior probabilidade de obter séries estacionárias e evitar o problema de regressão espúria nos modelos. As variáveis, em nível, são o *lpib\_pt*, o *lcredito\_pt* e a *balanca\_pt*, que representa o rácio da balança corrente sobre o PIB. Como foi explicado no capítulo 3, pode-se recorrer a diferentes testes de para aferir a ordem de integração das séries em estudo, nomeadamente o teste ADF, KPSS e PP. Na Tabela 5.1, pode-se verificar os resultados destes testes.

**Tabela 5.1: Resultados dos testes de estacionariedade das séries temporais**

		Constante			Constante e Tendência			
		TESTE ADF						
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	
PIB	Nível	-1,2862	0,6326	Não rejeita	-1,5463	0,8052	Não Rejeita	
	Primeira diferença	-6,2626	0,0000	Rejeita	-6,2129	0,0000	Rejeita	
			TESTE KPSS					
			Valor observado	Decisão	Valor observado	Decisão		
	Nível	0,4863	Rejeita	0,1500	Rejeita			
	Primeira diferença	0,1868	Não Rejeita	0,1796	Rejeita			
			TESTE PP					
			Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-1,7747	0,3905	Não rejeita	-1,9672	0,6101	Não Rejeita	
Primeira diferença	-6,4763	0,0000	Rejeita	-6,4309	0,0000	Rejeita		
Crédito			TESTE ADF					
			Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-4,7313	0,0002	Rejeita	-2,8987	0,1685	Não Rejeita	
	Primeira diferença	-2,7226	0,0747	Não rejeita	-5,6216	0,0001	Rejeita	
	Segunda Diferença	-7,4863	0,0000	Rejeita	-7,5619	0,0000	Rejeita	
			TESTE KPSS					
			Valor observado	Decisão	Valor observado	Decisão		
	Nível	0,9963	Rejeita	0,3266	Rejeita			
	Primeira diferença	1,0972	Rejeita	0,1384	Não Rejeita			
	Segunda Diferença	0,1446	Não Rejeita	0,1262	Não Rejeita			
			TESTE PP					
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	
Nível	-6,4161	0,0000	Rejeita	-2,4954	0,3297	Não Rejeita		
Primeira diferença	-2,9700	0,0421	Rejeita	-5,8586	0,0000	Rejeita		
Rácio da Balança Corrente sobre o PIB			TESTE ADF					
			Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-0,7442	0,8289	Não rejeita	-1,9581	0,6150	Não Rejeita	
	Primeira diferença	-10,4719	0,0001	Rejeita	-10,4725	0,0000	Rejeita	
			TESTE KPSS					
			Valor obs	Decisão	Valor obs	Decisão		
	Nível	0,8155	Rejeita	0,1940	Rejeita			
	Primeira diferença	0,1409	Não Rejeita	0,0954	Não Rejeita			
			TESTE PP					
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	
Nível	-0,7321	0,8321	Não rejeita	-1,9739	0,6065	Não Rejeita		
Primeira diferença	-10,3515	0,0000	Rejeita	-10,3484	0,0000	Rejeita		

Começando pela análise do PIB, observam-se valores muito superiores ao *p-value* em nível, tanto no teste ADF, como no teste PP, indicando que não se deve rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade. O teste KPSS, em nível, demonstra valores superiores aos valores críticos, o que leva a rejeitar a hipótese nula que neste caso é de estacionariedade.

Assim, os testes estão em conformidade quanto à não estacionariedade da série em nível. Prosseguindo para a primeira diferença, observa-se exatamente o oposto. Rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade nos testes ADF e PP e não se rejeita a hipótese nula de estacionariedade no teste KPSS, podendo-se, assim, concluir que a variável *lpib\_pt* é estacionária em primeira-diferença, ou seja, é integrada de ordem 1. Para *lcredito\_pt* os resultados dos testes não são unânimes. Verifica-se que os testes ADF e PP considerando também tendência apenas rejeitam a hipótese nula em primeiras-diferenças. No teste ADF, apenas com constante, mesmo rejeitando em nível, o teste volta a não rejeitar a não-estacionariedade em primeiras-diferenças e indica, posteriormente, estacionariedade em segundas-diferenças. Quanto ao teste KPSS constata-se que, apenas com constante, o teste indica estacionariedade em segundas diferenças e, com tendência, logo em primeiras-diferenças. Devido à falta de unanimidade, recorreu-se também à análise gráfica, de forma a complementar os testes de estacionariedade. Conclui-se que a série *lcredito\_pt* deve ser considerada uma série  $I(2)$ , já que se observa ainda uma tendência decrescente em primeiras diferenças (ver Figura B1 em anexo), o que implica também que a média não é constante, violando algumas das condições de estacionariedade.

Em relação à série do rácio da balança corrente pelo PIB, *balanca\_pt*, os testes são totalmente unânimes e conclui-se que a variável é estacionária em primeiras diferenças. De acordo com estes resultados, obtém-se novas variáveis de estudo, nomeadamente a taxa de crescimento do PIB, *dpib\_pt*, a variação da taxa de crescimento do crédito, *ddcredito\_pt* e a taxa de crescimento do rácio da balança corrente sobre o PIB, *dbalanca\_pt*.

### 5.1.1 VAR Ciclos

Como foi mencionado na Metodologia, o filtro HP permite captar a componente cíclica da série temporal, de forma a estudá-la isoladamente. Esta ferramenta permite estudar a relação entre o ciclo do crédito para o setor privado e o ciclo do PIB.

Para que se possa aplicar o filtro HP, é necessário que tenham todas a mesma ordem de integração. Assim, aplica-se o filtro nas variáveis integradas de ordem 1, *lpib\_pt*, *balanca\_pt* e, utiliza-se também a taxa de crescimento do crédito, *dcredito\_pt*, tendo em conta que o *lcredito\_pt* é  $I(2)$ . Assim, após aplicação do filtro HP nestas variáveis com o fator de alisamento 1600, obtém-se as variáveis cíclicas *cpib\_pt*, *cdcredito\_pt* e *cbalanca\_pt*. Antes de poder utilizar o modelo VAR, volta-se a testar as séries da componente cíclica quanto à sua estacionariedade.

Em primeiro lugar é importante salientar que, as componentes cíclicas das séries temporais apenas são testadas quanto à sua estacionariedade em torno de uma constante,



já que, pela sua natureza, não apresentam tendência. Os resultados estão resumidos na Tabela 5.2:

**Tabela 5.2: Testes de estacionariedade das componentes cíclicas**

		Constante		
		TESTE ADF		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
PIB	Nível	-2,9767	0,0414	Rejeita
		TESTE KPSS		
		Valor observado		Decisão
	Nível	0,0602		Não Rejeita
		TESTE PP		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-3,1932	0,0239	Rejeita
Taxa de Crescimento do Crédito		TESTE ADF		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-8,6450	0,0000	Rejeita
		TESTE KPSS		
		Valor observado		Decisão
	Nível	0,0484		Não Rejeita
		TESTE PP		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-8,6539	0,0000	Rejeita
Rácio da Balança Corrente sobre o PIB		TESTE ADF		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-3,5571	0,0088	Rejeita
		TESTE KPSS		
		Valor observado		Decisão
	Nível	0,0548		Não Rejeita
		TESTE PP		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-3,5970	0,0078	Rejeita

Salta imediatamente à vista o facto de os resultados dos três testes para as três variáveis serem unânimes. Para toda as séries, em nível, os *p-values* dos testes ADF e PP foram inferiores a 0.05, rejeitando-se a hipótese nula de não estacionariedade. Nos três testes KPSS os valores observados foram inferiores aos valores críticos para o nível de significância de

5%, o que, neste caso, significa que não se rejeita a hipótese nula de estacionariedade. Conclui-se, assim, que as variáveis *cpib\_pt*, *cdcredito\_pt* e *cbalanca\_pt* são estacionárias em nível, ou seja, são variáveis  $I(0)$ .

Cumprindo a condição de estacionariedade, é possível determinar as variáveis a incluir no modelo. Utiliza-se as variáveis endógenas *cpib\_pt* e *cdcredito\_pt* e inclui-se a variável exógena *cbalanca\_pt*. Esta variável também entra no modelo como variável exógena por se considerar que o rácio da balança corrente sobre o PIB pode ter influência na relação entre o crédito e o crescimento económico, numa perspetiva de efeito externo sobre esta relação, dado o importante papel do financiamento externo em Portugal.

O primeiro passo para definir o modelo VAR é determinar o número ótimo de defasamentos, recorrendo aos critérios de informação (ver Tabela A1 em anexo). Foi, assim, estimado o modelo VAR (ver Tabela A2 em anexo) ótimo com 2 *lags*. Após estimação do modelo, é necessário verificar a sua estabilidade e se cumpre todos os pressupostos. O modelo é considerado estável (ver Figura B2 em anexo), pois as raízes inversas do polinómio característico se encontram no interior do círculo unitário. No que toca aos pressupostos dos resíduos, é necessário verificar se estes têm distribuição normal através dos testes de normalidade e teste Jarque-Bera (ver Tabelas A3 e A4, respetivamente, em anexo). Ambos os testes têm resultados positivos, com os *p-value* superiores ao nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal. Na Tabela A4 em anexo também se verifica que os resíduos têm um valor médio igual a zero. O pressuposto que dita que os resíduos de uma séries têm que ser independentes uns dos outros, isto é, que não se verifica autocorrelação, é testado através do teste LM (ver Tabela A5 em anexo) no qual se observa valores de *p-value* superiores a 0,05, não rejeitando a hipótese nula de inexistência de autocorrelação. Posteriormente, verifica-se se os resíduos têm variância constante, o que equivale a testar a hipótese nula de homocedasticidade (ver Tabela A6 em anexo). Uma vez mais, o modelo cumpre este pressuposto. Adicionalmente, é testada a covariância entre os resíduos e as variáveis do modelo para determinar se são independentes uns dos outros (ver Tabela A7 em anexo). Para tal, a covariância entres estes deve ser zero, o que se observa. Assim sendo, o modelo revela ser estável e cumpre todos os pressupostos.

De seguida, recorre-se ao teste de Granger, para verificar se existe causalidade entre o ciclo da taxa de crescimento do crédito e o ciclo do PIB. Os resultados revelam que não existe causalidade à Granger entre as variáveis em nenhum dos sentidos (ver Tabela A8 em anexo). O teste de Granger permite verificar se valores passados de uma das variáveis contêm informação sobre valores futuros da outra variável, para além da informação contida nessa própria variável. Neste caso, verifica-se que os valores passados de *cdcredito\_pt* não contêm

informação que ajude a prever valores futuros de *cpib\_pt*, para além da informação contida no próprio *cpib\_pt* e vice-versa, já que em nenhum dos casos se rejeita a hipótese nula de não causalidade à Granger.

Prossegue-se com a análise do modelo VAR das componentes cíclicas utilizando as funções impulso resposta (FIR) (ver Figura B3 em anexo) e decomposição da variância (ver Tabela A9 e Figura B4 em anexo). Um dos parâmetros necessários definir para obter os resultados destas análises é a decomposição de Cholesky. Esta requer que se ordene as variáveis da menos para a mais exógena no modelo. Assim, a ordem introduzida foi *cdcredito\_pt*, *cpib\_pt*, *cbalanca\_pt*, por se considerar que o impacto de um choque no crédito tem mais efeito que no PIB, cujo choque também terá maior efeito que um choque no rácio da balança corrente sobre o PIB, que é considerada a variável mais exógena no modelo (esta ordem de Cholesky mantém-se para todos os modelos subsequentes neste trabalho). O resultado das FIR demonstra respostas pouco significativas de *cdcredito\_pt* a um choque de um desvio padrão em *cpib\_pt*, mesmo sendo estas sempre positivas. No sentido oposto, a resposta de *cpib\_pt* a um choque em *cdcredito\_pt* é ligeiramente superior e positiva. Existe um decréscimo do efeito inicial até ao segundo trimestre, seguido de um aumento entre o segundo e o terceiro trimestre, a partir do qual a reação decresce continuamente até regressar ao equilíbrio. Estes resultados voltam a ser reforçados no estudo da decomposição da variância. Nesta análise, verifica-se que *cdcredito\_pt* tem alguma influência na incerteza futura de *cpib\_pt*, explicando cerca de 10% da variância do erro de previsão do ciclo do mesmo a partir do quarto trimestre. Já o impacto no sentido oposto é muito pouco significativo, com os valores de *cpib\_pt* a permanecerem abaixo dos 3% até ao décimo segundo trimestre.

Estes resultados sugerem que, em Portugal, o ciclo da taxa de crescimento do crédito para o setor privado tem alguma influência nas flutuações futuras do ciclo do PIB. Em sentido oposto, o ciclo do PIB não tem qualquer influência nas flutuações futuras do ciclo da taxa de crescimento do crédito para o setor privado. Todavia, os resultados apontam para a inexistência de causalidade direta entre *cdcredito\_pt* e *cpib\_pt*, o que significa que a evolução da taxa de crescimento do crédito não é um indicador forte para prever comportamentos cíclicos futuros do PIB.

### 5.1.2 VAR Diferenças

Para complementar o modelo VAR com as componentes cíclicas, elaborou-se também um modelo VAR em diferenças, de forma a analisar as componentes de crescimento entre o crédito e o PIB. Desta vez, são utilizadas as três variáveis estacionárias de forma endógena: a taxa de crescimento do PIB, *dpib\_pt*, a variação da taxa de crescimento do crédito, *ddcredito\_pt* e a taxa de crescimento do rácio da balança corrente sobre o PIB, *dbalanca\_pt*.

Volta-se a elaborar o modelo VAR (ver Tabela 11 em anexo) com o número ótimo de defasamentos (ver Tabela 10 em anexo) de 2 *lags*. Em primeiro lugar, verificou-se a sua estabilidade (ver Figura B5 em anexo), que se comprova. De seguida, testou-se os resíduos quanto à normalidade, média, autocorrelação, homocedasticidade e covariância entre estes e as variáveis do modelo (ver Tabelas 12 – 16). Neste modelo VAR, os pressupostos são todos cumpridos. A hipótese nula de normalidade não é rejeitada, as médias são zero, os *p-value* no teste LM de autocorrelação são todos superiores a 0,05, também não se rejeita a homocedasticidade dos resíduos, ou seja, a variância destes é constante, e também não se verifica nenhuma correlação entre os resíduos e as variáveis, dado que a covariância entre estes é zero.

O teste de causalidade à Granger para este modelo (ver Tabela 17 em anexo) revela a inexistência deste tipo de causalidade entre a variação da taxa de crescimento do crédito e a taxa de crescimento do PIB, nos dois sentidos. Este teste demonstra, no entanto, que a taxa de crescimento do PIB causa a taxa de crescimento do rácio da balança corrente sobre o PIB à Granger, sendo a única relação de causalidade que se observa, pois rejeita a hipótese nula de inexistência de causalidade à Granger., com um valor de *p-value* inferior a 0,05.

De seguida avalia-se os resultados das funções impulso resposta (ver Figura B6) e da decomposição da variância. As FIR revelam uma reação positiva imediata de *dpib\_pt* a um choque em *ddcredito\_pt*. Este efeito, no entanto, dissipa-se e torna-se negativo, atingindo o seu valor mínimo, apesar de pouco significativo, no segundo trimestre. A taxa de crescimento do PIB volta ao equilíbrio a partir do terceiro trimestre. No sentido oposto, a reação de *ddcredito\_pt* a um choque em *dpib\_pt* é negativa e pouco significativa até ao segundo trimestre. Entre o segundo e o quarto trimestre o efeito de um choque é positivo, atingindo o seu pico, apesar de ainda não muito significativo no terceiro trimestre. A partir do quarto trimestre o efeito dissipa-se com oscilações negligenciáveis. Quanto a *dbalanca\_pt*, o efeito de um choque em *dpib\_pt* é negativo no imediato e mantém-se até ao terceiro trimestre, a partir do qual se dissipa e ganha valores praticamente negligenciáveis a partir do quarto trimestre, voltando à sua tendência. O efeito de um choque em *ddcredito\_pt* é pouco significativo, mas positivo, até ao terceiro trimestre. A resposta de *dbalanca\_pt* oscila, atingindo um valor ligeiramente negativo no trimestre seguinte, a partir do qual a variável retorna ao equilíbrio. A reação de *dpib\_pt* a um choque em *dbalanca\_pt* é negativa e mais duradoura, atingindo o valor mínimo no segundo trimestre, a partir do qual vai diminuindo até regressar ao equilíbrio a partir do sétimo trimestre. No caso de *ddcredito\_pt*, a reação a um choque na taxa de crescimento do rácio da balança corrente sobre o PIB começa por ser negativa até ao terceiro trimestre, onde tem uma forte subida, tornando-se positiva no quarto

trimestre. Posteriormente, volta a decrescer, com oscilações negligenciáveis em torno do equilíbrio até ao sétimo trimestre, onde estabiliza por completo.

Prosseguindo para a decomposição da variância (ver Tabela A18 e Figura B7 em anexo), verifica-se uma influência pouco significativa de *ddcredito\_pt* e de *dbalanca\_pt* sobre a variância de *dpib\_pt* ao longo dos 12 trimestres, com cerca de 3% e 5%, respetivamente. A taxa de crescimento do PIB contém a maior parte da informação que explica a sua variância futura. Em relação a *ddcredito\_pt*, verifica-se uma situação semelhante, em que uma esmagadora parte da sua variância é auto-explicativa, sendo que a influência de *dpib\_pt* é pouco significativa, com cerca de 4% e a de *dbalanca\_pt* negligenciável na previsão da variância do seu erro futuro. Por último, *ddcredito\_pt* revela não conter informação sobre a variação futura de *dbalanca\_pt*. Esta também contém a esmagadora maioria da informação relativa à sua incerteza futura, enquanto que *dpib\_pt* tem algum impacto, com valores a rondar os 7%.

Estes resultados revelam que cada uma das variáveis explica em grande parte a sua própria incerteza futura, sem influências muito significativas por parte das outras variáveis do modelo.

### 5.1.3 VECM

Após analisar as relações entre as variáveis através de modelos VAR, interessa estudar se existe relação de longo prazo entre as variáveis. Tendo em conta os resultados obtidos anteriormente, é de esperar que isto não se verifique, todavia será analisado através dos modelos econométricos. Assim, procura-se a existência de cointegração entre as variáveis. Para desenvolver o modelo para estudo de cointegração é necessário que as variáveis sejam integradas de ordem 1. Neste caso, as variáveis utilizadas para a estimação do modelo VAR, denominado VAR VECM (ver Tabela A20 em anexo), são o logaritmo do PIB, *lpib\_pt*, a taxa de crescimento do crédito, *dcredito\_pt* e o rácio da balança corrente sobre o PIB, *balanca\_pt*. O modelo foi estimado com 2 *lags* (ver Tabela A19 em anexo), seguindo o critério de informação de Akaike no método de seleção de desfasamentos. De seguida, foi verificado que o modelo é estável (ver Figura B8 em anexo) e foram conduzidos o respetivos testes de resíduos (ver Tabelas A21 – A25 em anexo) com sucesso, à exceção de se verificar a existência de autocorrelação no *lag* 2, pois a hipótese nula de não existência de autocorrelação é rejeitada.

Confirmada a viabilidade do modelo VAR, é efetuado o teste de *Johansen* de forma a averiguar a existência de cointegração e determinar o modelo VECM ótimo. Neste caso, analisando os resultados do teste de *Johansen*, os testes *Trace* e *Maximum Eigenvalue* (ver

Tabela A26 em anexo), comprovam que não existem vetores de cointegração, por onde se conclui que não existe relação de longo-prazo entre as variáveis em estudo.

## 5.2 Portugal: Dívida Governamental

Neste subcapítulo será estudada a relação entre o crédito para o governo e o PIB. Tendo em conta que as séries temporais do PIB e do rácio da balança corrente sobre o PIB já foram testadas quanto à sua estacionariedade (ver Tabela 5.1), resta efetuar os respetivos testes para a nova série *credito\_pt*, que aqui representa o crédito para o governo. Pelos mesmos motivos anteriores, aplicou-se o logaritmo à série. De seguida, esta foi testada pelos testes de estacionariedade ADF, KPSS e PP apresentados na Tabela 5.3, nos quais se verifica com unanimidade que se trata de uma série I(1). Como resultado, obtém-se então três variáveis integradas de ordem 1.

**Tabela 5.3: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito**

		Constante			Constante e Tendência		
Crédito		TESTE ADF					
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-1.181790	0.6790	Não rejeita	-1.177281	0.9082	Não Rejeita
	Primeira diferença	-9.633385	0.0000	Rejeita	-9.698096	0.0000	Rejeita
		TESTE KPSS					
		Valor observado		Decisão	Valor observado		Decisão
	Nível	1.130422		Rejeita	0.148342		Rejeita
	Primeira diferença	0.207182		Não Rejeita	0.098286		Não Rejeita
		TESTE PP					
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-1.236518	0.6552	Não rejeita	-1.192126	0.9053	Não Rejeita
	Primeira diferença	-9.617768	0.0000	Rejeita	-9.687009	0.0000	Rejeita

### 5.2.1 VAR Ciclos

O filtro HP é aplicado nas variáveis em nível, de forma a obter as suas componentes cíclicas, *cpib\_pt*, *ccredito\_pt* e *cbalanca\_pt*. Tendo as componentes cíclicas do PIB e do rácio da balança corrente sobre o PIB já sido testadas quanto à sua estacionariedade (ver Tabela 5.2), testa-se agora apenas para a componente cíclica do crédito, com os resultados dos testes ADF, KPSS e PP a determinar a estacionariedade em nível. Assim, as componentes cíclicas das três variáveis são variáveis I(0).

**Tabela 5.4: Testes de estacionariedade da componente cíclica do crédito**

		CONSTANTE		
Credito		TESTE ADF		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-3.825896	0.0039	Rejeita
		TESTE KPSS		
		Valor observado	Decisão	
	Nível	0.049252	Não Rejeita	
		TESTE PP		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-3.887711	0.0033	Rejeita

Considerando novamente a variável exógena *cbalanca\_pt*, estimou-se o modelo VAR Ciclos (ver Tabela A28 em anexo) com as variáveis endógenas *cpib\_pt* e *ccredito\_pt* após determinar o número ótimo de 2 *lags* através do método de seleção de desfasamentos pelo critério de informação de Akaike (ver Tabela A27 em anexo). De seguida, foram realizados os testes de estabilidade (ver Figura B9 em anexo) e dos pressupostos dos resíduos (ver Tabelas A29 – A33 em anexo). O modelo cumpre todos os pressupostos.

Testando de seguida a causalidade à Granger (ver Tabela A34 em anexo), obtém-se um *p-value* de  $0,0093 < 0.05$  entre o *ccredito\_pt* e *cpib\_pt*, e um *p-value* de zero no sentido oposto, indicando a existência de causalidade à Granger entre as duas variáveis em ambos os sentidos.

Na análise das FIR (ver Figura B10 em anexo) observa-se inicialmente uma reação negativa de *cpib\_pt* a um choque em *ccredito\_pt* até ao quarto trimestre, onde o ciclo do PIB volta a estabilizar e a resposta passa a ser positiva a partir desse momento, até voltar ao equilíbrio a partir do décimo primeiro trimestre. No que toca a um choque na variável *cpib\_pt*, observa-se uma resposta negativa bastante acentuada até ao terceiro trimestre, a partir do qual o efeito do choque se mantém sempre negativo e vai dissipando lentamente nos trimestres seguintes até a variável regressar ao equilíbrio no décimo primeiro trimestre.

Os resultados da decomposição da variância (ver Tabela A35 e Figura B11 em anexo) revelam que o ciclo do crédito tem pouco impacto na previsão da incerteza futura do ciclo do crescimento económico. Por outro lado, nota-se a forte influência de *cpib\_pt* em explicar a

variância do erro dos trimestres futuros de *ccredito\_pt*, com valores significativos a partir do segundo trimestre e a atingirem entre 34% a 46% a partir do quarto trimestre.

### 5.2.2 VAR Diferenças

Verificou-se o número de *lags* ótimos (ver Tabela A36 em anexo) através da seleção de defasamentos que retornou o resultado de 1 *lag*. Assim, estimou-se um VAR em diferenças (ver Tabela A37 em anexo) com as variáveis estacionárias em nível, ou seja, *dpib\_pt*, *dcredito\_pt* e *dbalanca\_pt* como variáveis endógenas. Comprovou-se novamente a estabilidade (ver Figura B12 em anexo) e os pressupostos do modelo (ver Tabela A38 – A43 em anexo), todos com sucesso.

Testou-se de seguida a causalidade à Granger (ver Tabela A44 em anexo) entre as variáveis. Os resultados demonstram que *dcredito\_pt* rejeita a hipótese nula de não causalidade quando *dpib\_pt* é a variável dependente, revelando causalidade à Granger. O mesmo acontece no sentido oposto, com *dpib\_pt* a rejeitar a hipótese nula quando *dcredito\_pt* é a variável dependente, ou seja, causa *dcredito\_pt* à Granger. Por último, também se verifica causalidade entre *dpib\_pt* e *dbalanca\_pt*, com a primeira a rejeitar a hipótese nula quando a última é a variável dependente, a um nível de significância de 5%. Também se pode assumir a existência de causalidade à Granger entre a taxa de crescimento do crédito e *dbalanca\_pt* a uma taxa de significância de 10%.

Efetou-se posteriormente a análise FIR (ver Figura B13 em anexo), pela qual se comprova uma resposta negativa de *dpib\_pt* tanto a um choque em *dcredito\_pt* como em *dbalanca\_pt*, com a taxa de crescimento do PIB a voltar ao equilíbrio no quinto e terceiro trimestre, respetivamente. A taxa de crescimento do crédito tem uma resposta negativa acentuada até ao segundo trimestre a um choque em *dpib\_pt*, sendo que o efeito do mesmo também se dissipa rapidamente a partir do trimestre seguinte. Quanto a um choque em *dbalanca\_pt*, *dcredito\_pt* oscila de uma resposta negativa para uma positiva entre o segundo e o terceiro trimestre, com oscilações de amplitude cada vez menores até regressar ao equilíbrio no sexto trimestre. A taxa de crescimento da balança tem uma resposta negativa a um choque em *dpib\_pt* até ao quarto trimestre, onde regressa à sua tendência, e uma resposta positiva a um choque na taxa de crescimento do crédito, que se volta a dissipar também a partir do quarto trimestre.

Na análise da decomposição da variância (ver Tabela A45 e Figura B14 em anexo) verifica-se que *dcredito\_pt* explica, em cerca de 12%, a partir do segundo trimestre, a variância do erro de previsão de *dpib\_pt*, enquanto que *dbalanca\_pt* tem um impacto negligenciável. A variável *dpib\_pt* tem mais alguma influência na incerteza futura de *dcredito\_pt*, com cerca de 20% a partir do segundo trimestre, voltando a verificar-se um valor negligenciável para a



influência de *dbalanca\_pt*. Quanto a esta última variável, ela contém a grande maioria da informação em relação à variância do erro de previsão, com *dpib\_pt* e *dcredito\_pt* a obterem valores entre os 4% - 6% cada uma.

### 5.2.3 VAR VECM

Tendo-se obtido resultados indicativos de uma relação de causalidade entre as variáveis, torna-se importante conferir a existência de cointegração, de forma a estudar a possibilidade de existência de uma relação de longo prazo. Para tal, estima-se um modelo VAR (ver Tabela A47 em anexo) com as variáveis de estudo em nível  $\sim I(1)$  e recorre-se à seleção de defasamentos (ver Tabela A46 em anexo), com a qual se obteve um número ótimo de 3 *lags*. Novamente, testou-se a estabilidade (ver Figura B14 em anexo) e os pressupostos dos resíduos do modelo (ver Tabelas A48 – A52), verificando-se a sua estabilidade e o cumprimento dos mesmos.

Com estes resultados, prossegue-se com o teste de cointegração de Johansen (ver Tabela A53) para os diferentes modelos, no qual se verificou a rejeição da hipótese nula de não existência de vetor de cointegração, tanto no teste *Trace* como no teste *Maximum Eigenvalue* no modelo 2. Assim, fica definido o modelo VECM ótimo. Este possui constante e não possui componente determinística, o que significa que não tem tendência. Assim sendo, conclui-se que estas variáveis possuem uma relação de cointegração entre elas, ou seja, uma relação de longo prazo.

A equação definida pelo vetor de cointegração normalizado para uma relação de longo prazo apresenta os seguintes coeficientes:

$$lpib_{pt} = 0,8786lcredito_{pt} - 4,3461balanca_{pt} - 23,6726 \quad (34)$$

A interpretação destes resultados é feita invertendo os sinais dos coeficientes. Assim, esta equação indica que, no longo prazo, *lcredito\_pt* tem, em média, um impacto negativo em *lpib\_pt*. A variável independente *balanca\_pt*, tem, em média e no longo prazo, um impacto positivo em *lpib\_pt*.

### 5.2.4 VECM

Definido o modelo ótimo, estimou-se o modelo VECM (ver Tabela A54 em anexo) correspondente com 2 *lags*, um *lag* menos que no modelo VAR, pois VAR (p) corresponde a VAR (p-1), sendo p o número de *lags* (Sharp, 2010). Também é necessário verificar a estabilidade do modelo (ver Figura B16 em anexo) e os pressupostos do mesmo (ver Tabelas A55 – A59 em anexo). Analisando os resultados obtidos dos testes, conclui-se que o modelo é estável e cumpre todos os pressupostos.

Através da estimação do modelo VECM, podemos retirar a equação do termo da correção do erro (ECT) na parte superior dos resultados, que representa a componente de longo prazo do modelo:

$$ECT_{t-1} = lpib_{pt_{t-1}} + 0,8482lcredito_{pt_{t-1}} - 5,2503balanca_{pt_{t-1}} - 22,6685 \quad (35)$$

Na primeira linha da tabela inferior, encontra-se os coeficientes do ECT para cada uma das variáveis endógenas quando estas são as variáveis dependentes. Estes coeficientes são os coeficientes de ajustamento. Retirando os resultados da primeira coluna onde se inclui o coeficiente de ajustamento do ECT para  $dpib\_pt$ , obtém-se a seguinte equação representante da dinâmica de curto-prazo:

$$\begin{aligned} \Delta dpib\_pt_t = & -0,0018ECT_{t-1} + 0,1878\Delta dpib_{pt_{t-1}} + 0,1121\Delta dpib_{pt_{t-2}} \\ & - 0,0757\Delta dcredito_{pt_{t-1}} + 0,02\Delta dcredito_{pt_{t-2}} \\ & - 0,1526\Delta dbalanca_{pt_{t-1}} - 0,1017\Delta dbalanca_{pt_{t-1}} \end{aligned} \quad (36)$$

O coeficiente de ajustamento indica que um desvio do desfasamento anterior,  $t-1$ , do equilíbrio de longo prazo é corrigido no período atual  $t$  com uma velocidade de ajustamento de 1,8%. O facto de o coeficiente do ECT ser negativo demonstra estabilidade no modelo, pois indica que o mesmo regressa ao equilíbrio após um choque. Caso o coeficiente fosse positivo, seria indicativo de instabilidade, pois o modelo não tenderia a voltar ao equilíbrio após um choque, mas fluuaria cada vez mais longe do seu equilíbrio de longo prazo. Para  $dcredito\_pt$  verifica-se um coeficiente de ajustamento  $\alpha$  de  $-0,021$  enquanto que para  $dbalanca$   $\alpha$  é  $-0,0004$ . Os sinais negativos são um bom indicativo e constata-se que os coeficientes de  $dpib\_pt$  e  $dcredito\_pt$  são estatisticamente significantes, ao contrário do coeficiente de ajustamento de  $dbalanca\_pt$  com um valor de estatística  $t$ , próximo de zero. Daqui retira-se a conclusão que  $dbalanca\_pt$  não contribui para uma rápida reação do modelo no caos de desequilíbrio no mesmo.

Por último, de forma a conferir quais as variáveis e coeficientes estatisticamente significativas no modelo VECM completo, isto é, com as componentes de curto e de longo prazo, verifica-se os  $p$ -value correspondentes a cada coeficiente (ver Tabela A60 em anexo). Os coeficientes estatisticamente significativos com um  $p$ -value inferior a  $0,05$  para a equação de  $dpib\_pt$  são C(1), o coeficiente de ajustamento do ECT, C(4), o coeficiente do primeiro desfasamento de  $dcredito\_pt$  e C(6), o coeficiente do primeiro desfasamento de  $dbalanca\_pt$ . Assim, o modelo VECM final para a relação entre as variáveis *credit to general government* e PIB, incluindo o rácio da balança corrente sobre o PIB é o seguinte:

$$\begin{aligned} dpib\_pt_t = & -0,0018 \\ & * \left( lpib_{pt_{t-1}} + 0,8482lcredito_{pt_{t-1}} - 5,2503balanca_{pt_{t-1}} \right. \\ & \left. - 22,6685 \right) - 0,0757dcredito_{pt_{t-1}} - 0,1526dbalanca_{pt_{t-1}} \end{aligned} \quad (37)$$

A equação comprova a existência de relação de longo prazo. Em equilíbrio, o crédito influencia o PIB negativamente no longo prazo, com um aumento de 1 pp. associado a um decréscimo de 0,85% do PIB. No curto prazo, um aumento da taxa de crescimento do crédito em 1 pp. leva a uma diminuição de 0,076% do PIB. A variável *dbalanca\_pt* também apresenta um impacto negativo no PIB no curto prazo em 0,15% face a um aumento de 1 pp. Todavia, no longo prazo, verifica-se que este aumento do rácio da balança corrente sobre o PIB está associado a um aumento de 5,25% da PIB.

Ao efetuar o teste de causalidade à Granger (ver Tabela A61 em anexo), constata-se que *dcredito\_pt* causa *dpib\_pt* à Granger para um nível de significância de 10%, enquanto que, no sentido oposto, *dpib\_pt* causa *dcredito\_pt* à Granger para um nível de significância de 1%. A variável *dbalanca\_pt* também rejeita a hipótese nula de não causalidade para *dpib\_pt* e *dcredito\_pt* como variáveis dependentes a um nível de significância de 10%. Analisando o sentido contrário da causalidade, com *dbalanca\_pt* como variável dependente, não se verifica a existência de causalidade para nenhuma das variáveis, dado que os *p-values* são superiores a 0,10.

A FIR do modelo VECM (ver Figura B17 em anexo) demonstra um impacto negativo e ligeiramente significativo de um choque em *lcredito\_pt* no PIB à medida que o tempo avança. Um choque em *balanca\_pt* tem um impacto muito similar ao anterior sobre *lpib\_pt*. Quanto às respostas de *lcredito\_pt*, um choque em *lpib\_pt* resulta num impacto negativo e muito significativo e que se torna cada vez mais acentuado ao longo do tempo. Pelo contrário, um choque em *balanca\_pt* revela uma reação inicialmente negativa e não muito significativa em *lcredito\_pt* até ao quarto trimestre, a partir do qual a resposta ao choque se torna positiva e cada vez mais acentuada. Por último, o rácio da balança corrente sobre o PIB tem uma resposta negativa e significativa a um choque no PIB que se torna cada vez mais forte nos trimestres seguintes. Quanto a um choque no crédito, a resposta de *balanca\_pt* é pouco significativa e positiva, e aparenta permanecer relativamente constante em cada período no longo prazo.

Por último, recorreu-se à decomposição da variância (ver Tabela A62 e Figura B18 em anexo). Neste método, verifica-se alguma influência de *lcredito\_pt* em explicar a variância do erro de previsão de *lpib\_pt* com valores entre 9% - 10% a partir do segundo trimestre, apesar que a própria variável contém a esmagadora maioria desta informação. No sentido contrário, *lpib\_pt* tem um papel crescentemente significativo na previsão da incerteza dos valores futuros do crédito à medida que o tempo passa, com valores a crescerem desde os 11% no segundo trimestre até 44% a partir do décimo primeiro trimestre. Tanto para o PIB como para o crédito, não se pode considerar que *balanca\_pt* tenha um impacto significativo em prever a variância

futura, já que estes valores atingem no máximo 4.5%. Finalmente, em relação ao rácio da balança corrente sobre o PIB, pode-se afirmar que o PIB influencia a sua incerteza futura em cerca de 27% no longo prazo, enquanto que o crédito influencia ligeiramente com um valor de cerca de 7%.

### *5.3. Alemanha: Crédito para o Setor Privado*

Procedendo de forma equivalente a Portugal, inicia-se a análise testando a estacionariedade das séries do PIB, do crédito para o setor privado e do rácio da balança corrente sobre o PIB relativas à Alemanha. As variáveis do PIB e do crédito são analisadas em logaritmo. Os resultados dos testes são:

**Tabela 5.5: Resultados dos testes de estacionariedade das séries temporais**

		Constante			Constante e Tendência			
		TESTE ADF						
		Valor observado	p_value	Decisao	Valor observado	p_value	Decisao	
PIB	Nível	-0.453732	0.8938	Não Rejeita	-2.772002	0.2119	Não Rejeita	
	Primeira diferença	-6.465797	0.0000	Rejeita	-6.430551	0.0000	Rejeita	
	TESTE KPSS							
			Valor observado		Decisão	Valor observado		Decisão
	Nível	1.242609		Rejeita	0.127135		Não Rejeita	
	Primeira diferença	0.042230		Não Rejeita	0.039849		Não Rejeita	
	TESTE PP							
			Valor observado	p_value	Decisão	Valor observado	p_value	Decisão
	Nível	-0.570108	0.8705	Não Rejeita	-2.636821	0.2656	Não Rejeita	
Primeira diferença	-6.534051	0.0000	Rejeita	-6.498201	0.0000	Rejeita		
Crédito	TESTE ADF							
			Valor observado	p_value	Decisão	Valor observado	p_value	Decisão
	Nível	0.994453	0.9962	Não Rejeita	0.224575	0.9979	Não Rejeita	
	Primeira diferença	-6.319820	0.0000	Rejeita	-6.291781	0.0000	Rejeita	
	TESTE KPSS							
			Valor observado		Decisão	Valor observado		Decisão
	Nível	1.123655		Rejeita	0.176466		Rejeita	
	Primeira diferença	0.287240		Não Rejeita	0.245494		Rejeita	
	Segunda Diferença				0.164011		Rejeita	
	Terceira Diferença				0.128149		Não Rejeita	
	TESTE PP							
		Valor observado	p_value	Decisão	Valor observado	p_value	Decisão	
Nível	0.278892	0.9758	Não Rejeita	-0.774821	0.9633	Não Rejeita		
Primeira diferença	-6.564983	0.0000	Rejeita	-6.539841	0.0000	Rejeita		
Rácio da Balança Corrente Sobre o PIB	TESTE ADF							
			Valor observado	p_value	Decisão	Valor observado	p_value	Decisão
	Nível	-1.888175	0.3363	Não Rejeita	-2.180467	0.4937	Não Rejeita	
	Primeira diferença	-11.03870	0.0001	Rejeita	-11.18901	0.0000	Rejeita	
	TESTE KPSS							
			Valor observado		Decisão	Valor observado		Decisão
	Nível	1.060170		Rejeita	0.249625		Rejeita	
	Primeira diferença	0.157218		Não Rejeita	0.038340		Não Rejeita	
	TESTE PP							
		Valor observado	p_value	Decisão	Valor observado	p_value	Decisão	
Nível	-1.888175	0.3363	Não Rejeita	-1.945353	0.6217	Não Rejeita		
Primeira diferença	-11.15616	0.0001	Rejeita	-11.86235	0.0000	Rejeita		

Os testes ADF, KPSS e PP são unânimes tanto para a série temporal do PIB, como para a do rácio da balança corrente sobre o PIB, obtendo-se variáveis estacionárias em primeira diferença, ou seja, I(1). Quanto à série temporal do crédito o teste KPSS diverge dos testes ADF e PP. Fazendo uma verificação do gráfico da série, decidiu-se classificar a mesma como integrada de ordem 2, pois a variável em primeiras diferenças não demonstra média constante

e indica a presença de tendência. Assim, obtém-se as variáveis *dpib\_de*, *ddcredito\_de* e *dbalanca\_de*.

### 5.3.1 VAR Ciclos

De seguida, gerou-se as variáveis das componentes cíclicas das séries. Para tal, aplicou-se o filtro HP nas variáveis integradas de ordem 1. Isto significa que, no caso do crédito, o filtro foi aplicado na variável da taxa de crescimento do crédito, *dcredito\_de*.

**Tabela 5.6: Resultados dos testes de estacionariedade das componentes cíclicas**

		Constante		
		TESTE ADF		
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
PIB	Nível	-3.427154	0.0128	Rejeita
		TESTE KPSS		
		Valor observado		Decisão
	Nível	0.030465		Não Rejeita
		TESTE PP		
	Nível	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-3.270248	0.0195	Rejeita
Taxa de Crescimento do Crédito		TESTE ADF		
		Valor observado		<i>p_value</i>
	Nível	-9.849532	0.0000	Rejeita
		TESTE KPSS		
		Valor observado		Decisão
	Nível	0.045478		Não Rejeita
	TESTE PP			
	Nível	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-9.806946	0.0000	Rejeita
Rácio da Balança Corrente Sobre o PIB		TESTE ADF		
		Valor observado		<i>p_value</i>
	Nível	-5.372613	0.0000	Rejeita
		TESTE KPSS		
		Valor observado		Decisão
	Nível	0.046443		Não Rejeita
	TESTE PP			
	Nível	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-5.398051	0.0000	Rejeita

Os testes de estacionariedade apresentados na Tabela 5.6 retornaram resultados unânimes para todas as variáveis, revelando que todas elas são estacionárias em nível. As variáveis estacionárias em nível que representam as componentes cíclicas das séries são, então, *cpib\_de*, *cdcredito\_de* e *cbalanca\_de*.

Começou-se novamente por definir o número ótimo de defasamentos através dos critérios de informação (ver Tabela A63 em anexo) e estimou-se o modelo VAR correspondente (ver Tabela A64 em anexo) com 2 *lags*. O modelo revelou ser estável (ver Figura B19 em anexo) e passou todos os testes de resíduos (ver Tabelas A65 – A69 em anexo).

Passou-se então à análise da causalidade à Granger (ver Tabela A70 em anexo), na qual se verifica a existência de causalidade entre *cdcredito\_de* e *cpib\_de*, com um *p-value* de 0,0049 e no sentido oposto com um *p-value* de 0,0356.

A FIR neste modelo (ver Figura B20 em anexo) revela uma resposta positiva e crescente, de *cpib\_de* a um choque em *cdcredito\_de* até ao segundo trimestre, a partir do qual o choque se dissipa lentamente até voltar à tendência a partir do décimo segundo trimestre. Na presença de um choque em *cpib\_de*, *cdcredito* tem uma resposta muito semelhante à descrita anteriormente, todavia pouco significativa.

Recorre-se também à decomposição da variância (ver Tabela A71 e Figura B21 em anexo) para avaliar a relação entre as duas variáveis. Neste caso, a análise indica que *cdcredito\_de* contém informação relevante quanto à variância do erro de previsão de *cpib\_de* em cerca de 18%, sendo a restante incerteza associada explicada pela própria variável. Quando se coloca *cdcredito\_de* como a variável dependente, verifica-se que apenas a mesma tem influência na sua incerteza futura, em cerca de 97%, estando o restante associado a *cpib\_de*.

### 5.3.2 Var Diferenças

Uma vez mais, efetua-se a análise de um VAR em diferenças para completar a análise do modelo VAR com as componentes cíclicas. Incluiu-se 3 *lags*, seguindo consistentemente o critério de informação de Akaike (ver Tabela A72 em anexo), e utilizou-se as variáveis I(0) *dpib\_de*, *ddcredito\_de* e *dbalanca\_de* (ver Tabela A73 em anexo). Avaliou-se, posteriormente, a estabilidade do modelo através das raízes inversas do polinómio característico (ver Figura B22 em anexo), com sucesso. Considerou-se posteriormente os pressupostos do modelo efetuando os respetivos testes dos resíduos (ver Tabela A74 – A78 em anexo). Confirma-se a estabilidade do modelo e o cumprimento dos pressupostos após verificação dos resultados dos testes.

De seguida, avaliando os *p-value* das variáveis independentes, conclui-se rapidamente a inexistência de causalidade à Granger (ver Tabela A79 em anexo) entre as variáveis, com exceção de *dbalanca\_de* quando a variável dependente é *dpib\_de*. Neste caso, verifica-se esta causalidade para um nível de significância de 10%, com um *p-value* de 0,0662.

Recorrendo às funções impulso resposta (ver Figura B23 em anexo), observa-se que as respostas das variáveis dependentes a choques nas variáveis independentes são todas elas pouco significativas. Um choque na variação da taxa de crescimento do crédito não tem um efeito imediato no primeiro semestre. A partir do segundo trimestre, onde a resposta é positiva, as respostas da taxa de crescimento do PIB oscilam entre respostas negativas e positivas à medida que a variável retorna ao equilíbrio. O efeito de um choque em *dbalanca\_de* não surte nenhum efeito em *dpib\_de* até ao segundo trimestre. No terceiro trimestre existe uma resposta negativa, a partir da qual a taxa de crescimento do PIB estabiliza. A resposta de *ddcredito\_de* perante um aumento de *dpib\_de* também aparenta ser insignificante até ao terceiro trimestre, com uma reação ligeiramente positiva no trimestre seguinte e voltando ao equilíbrio posteriormente. A resposta desta variável a um choque em *dbalanca\_de* é também pouco significativa, mas negativa até ao terceiro semestre, tornando-se positiva no quarto trimestre, ainda que também pouco significativa e oscilando posteriormente muito próximo do equilíbrio. Por último, uma alteração da taxa de crescimento do PIB reflete-se numa resposta ligeiramente significativa e positiva no imediato, todavia esta torna-se negativa no segundo semestre, retornando à estabilidade com oscilações negligenciáveis a partir do quarto trimestre. A resposta de *dbalanca\_de* a um choque em *ddcredito\_de* é, apesar de negativa, quase nula até ao segundo trimestre. Existe uma resposta positiva pouco significativa no terceiro trimestre, oscilando de seguida entre valores positivos e negativos até ao equilíbrio por volta do décimo trimestre.

No estudo da decomposição da variância (ver Tabela A80 e Figura B24 em anexo) obtém-se informação quanto ao papel das variáveis na previsão da incerteza futura da variável dependente em análise. Quanto à variável *dpib\_de*, verifica-se que as outras duas variáveis do modelo têm muito pouca influência na previsão da sua variância, cerca de 4,5% para *ddcredito\_de* e 7,7% para *dbalanca\_de*, o que revela pouco impacto comparado com os cerca de 87,8% da própria variável, *dpib\_de*. Relativamente à variação da taxa de crescimento do crédito, os valores de *dpib\_de* e *dbalanca\_de* são ainda menos significativos, explicando cerca de 1% e 3%, respetivamente, da informação contida na variância de *ddcredito\_de*. Finalmente, a variância do erro de previsão de *dbalanca\_de* é explicada em cerca de 23% pela taxa de crescimento do PIB, uma influência bastante significativa. Contrariamente, *ddcredito\_de* não influencia significativamente, com cerca de 6%.

### 5.3.3. VAR VECM

Para estudar a relação de longo prazo entre as variáveis e a existência de cointegração, importa estimar um modelo VAR com as variáveis integradas de ordem 1. Assim, estimou-se este modelo com *lpib\_de*, *dcredito\_de* e *balanca\_de* (ver Tabela A82 em anexo) com 2 lags



(ver Tabela A81 em anexo). Testou-se novamente a estabilidade do modelo, verificando se as raízes do polinómio característico se encontram no interior do círculo unitário (ver Figura B25 em anexo), o que se confirma, e testando os pressupostos dos resíduos (ver Tabelas A83 – A87), cujos resultados retornam positivos. Sendo o modelo estável e cumprindo os pressupostos necessários, efetua-se de seguida o teste de Johansen (ver Tabela A88 em anexo) de forma a verificar a existência de cointegração. Considerou-se o modelo 4 ótimo, após testar todos os modelos. Pelo teste Trace e Maximum Eigenvalue a hipótese nula de inexistência de vetores de cointegração é rejeitada. Assim, conclui-se que existe de facto cointegração entre as variáveis. A equação definida pelo vetor de cointegração normalizado para uma relação de longo prazo é a seguinte:

$$lpib_{de} = -5,3186lcredito_{de} - 1,056balanca_{de} - 0,0018Trend \quad (38)$$

A interpretação destes resultados é feita invertendo os sinais dos coeficientes. Assim, esta equação indica que, no longo prazo, *lcredito\_pt* tem, em média, um impacto positivo em *lpib\_de*. A variável independente *balanca\_de*, tem também, em média, um impacto positivo em *lpib\_de*. Adicionalmente, o modelo 4 implica a existência de tendência. Esta demonstra um ligeiro impacto no crescimento de *lpib\_de* a longo prazo.

#### 5.3.4 VECM

Com este resultado, pode-se agora estimar um modelo VECM(p-1) (ver Tabela A89 em anexo) com base no modelo 4 do teste de Johansen. Começou-se por avaliar a estabilidade do modelo VECM (ver Figura B26 em anexo) e os pressupostos do mesmo (ver Tabelas A90 – A94 em anexo), todos eles com resultados positivos aos respetivos testes. A componente de longo prazo do modelo, representada pelo ECT na tabela superior dos resultados é:

$$ECT_{t-1} = lpib_{pt_{t-1}} - 6,0859lcredito_{pt_{t-1}} - 1,2365balanca_{pt_{t-1}} - 0,016Trend - 13,2944 \quad (39)$$

Quanto à dinâmica de curto prazo, na tabela inferior, a equação para a taxa de crescimento do PIB é:

$$\begin{aligned} \Delta dpib_{de_t} = & -0,0531ECT_{t-1} + 0,1472\Delta dpib_{de_{t-1}} + 0,0199\Delta dcredito_{de_{t-1}} \\ & - 0,0542\Delta dbalanca_{de_{t-1}} + 0,0033 - 0,0485\Delta Dummy_{lpib_{de}} \\ & - 0,0043\Delta Dummy_{balanca_{de}} \end{aligned} \quad (40)$$

O coeficiente de ajustamento indica que um desvio do desfasamento anterior, *t-1*, do equilíbrio de longo prazo é corrigido no período atual *t* com uma velocidade de ajustamento de 5,3%. Uma vez mais, o facto de o coeficiente do *ECT* ser negativo e significativo demonstra estabilidade no modelo, pois indica que o mesmo regressa ao equilíbrio após um choque. Por outro lado, o coeficiente para *dbalanca\_de* não é significativo, com um valor de estatística de

$t$  próximo de zero. Quanto ao coeficiente de ajustamento de  $ddcredito\_de$ , verifica-se que o mesmo é significativo, todavia, tendo sinal positivo, contribui para um afastamento do equilíbrio no caso de um choque no modelo.

Considerando, por último, os  $p$ -values correspondentes a todos os coeficientes do modelo, isto é, de curto e de longo prazo (ver Tabela A95 em anexo), a equação final é a seguinte:

$$\begin{aligned}
 dpib\_de_t = & -0,0531 \\
 & * (lpib_{de_{t-1}} - 6,0859dcredito_{de_{t-1}} - 1.2365balanca_{de_{t-1}} \\
 & - 0,0016Trend - 13,2944) + 0,1472dpib_{de_{t-1}} + 0,0033 \\
 & - 0,0485Dummy_{lpib\_de} + 0,0204Dummy3_{lpib\_de}
 \end{aligned} \tag{41}$$

Um ponto importante a ter em conta, é a exclusão do coeficiente de curto prazo da variação da taxa de crescimento do crédito, concluindo-se que esta não tem influência nas dinâmicas de curto prazo do modelo. Todavia, no longo prazo, a taxa de crescimento do crédito para o setor privado está associada a um aumento da taxa de crescimento do PIB de 6,09%, face a um aumento de 1 pp. Também o rácio da balança corrente sobre o PIB tem um impacto positivo de 1,24% em  $dpib\_de$ , e verifica-se uma tendência ligeira de crescimento no longo prazo. No curto prazo, apenas o valor desfasado da taxa de crescimento do PIB parece influenciar o seu valor futuro.

Apesar de comprovada a relação de curto e longo prazo entre as variáveis, não se pode confirmar a existência de causalidade à Granger (ver Tabela A96 em anexo), segundo o teste, com  $p$ -values todos superiores a 10%.

Ao analisar a FIR do modelo (ver Figura B27 em anexo), verifica-se respostas pouco significativas para todos os choques nas variáveis em análise. O PIB tem uma resposta positiva a um choque em  $dcredito\_de$ , que se mantém constante ao longo do tempo. O mesmo acontece para um choque em  $balanca\_de$ , todavia com uma resposta menos significativa. Quanto à taxa de crescimento do crédito, esta reage positivamente a um choque no PIB, tornando-se constante a partir do terceiro trimestre, apesar de sempre pouco significativa. O mesmo acontece para um choque no rácio da balança corrente sobre o PIB, no entanto com uma resposta negativa ao mesmo. Por último,  $balanca\_de$  tem uma resposta positiva no imediato a um choque no PIB, decrescendo até ao segundo semestre, a partir do qual se mantém constante e positiva, no resto dos períodos. No caso de um choque na taxa de crescimento do crédito, a resposta de  $balanca\_de$  é negativa e constante a partir do quarto semestre, apesar de pouco significativa.

Finalmente, verifica-se a decomposição da variância no modelo (ver Tabela A97 e Figura B28 em anexo). Apesar do resultado estatístico da causalidade à Granger apresentar inexistência desta causalidade entre as variáveis, estas não deixam de ter algum tipo de

resposta face a choques e, segundo a decomposição da variância, alguma influência na incerteza futura umas das outras. Nesta análise constata-se um impacto de cerca de 13% de *dcredito\_de* na variância do erro de previsão de *lpib\_de*. A variável *balanca\_de* não tem qualquer influência neste aspeto. Por outro lado, o rácio da balança corrente sobre o PIB demonstra influência bastante significativa no que toca a explicar a incerteza futura de *dcredito\_de*, com valores até cerca de 22% da variância. Neste caso, o PIB influencia em cerca de 7% a variância de *dcredito\_de*. Finalmente, o PIB demonstra conter bastante informação sobre a incerteza futura de *balanca\_de*, entre 27,57% - 16,79%, apesar de esta ser tendencialmente decrescente ao longo do tempo. Para o rácio da balança corrente sobre o PIB, o impacto da taxa de crescimento do crédito é praticamente negligenciável.

#### 5.4 Alemanha: Crédito para o Governo

Seguindo a metodologia das análises anteriores, começa-se por estudar a estacionariedade das séries. Neste caso, as séries do PIB e do rácio da balança corrente sobre o PIB são as mesmas que na análise anterior e são I(1) (ver Tabela 5.5). Assim sendo, falta estudar a nova série do crédito para o governo, também denominada *credito\_de*, quanto à sua estacionariedade. Tal como nos casos anteriores, esta série é logaritimizada. Os resultados dos testes contam na Tabela 5.7 e demonstram que esta é estacionária em primeiras diferenças.

**Tabela 5.7: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito**

		Constante			Constante e Tendência		
Crédito		TESTE ADF					
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-1.466598	0.5455	Não Rejeita	-0.012524	0.9955	Não Rejeita
	Primeira diferença	-7.898895	0.0000	Rejeita	-7.979682	0.0000	Rejeita
		TESTE KPSS					
		Valor observado		Decisão	Valor observado		Decisão
	Nível	1.069484		Rejeita	0.170472		Rejeita
	Primeira diferença	0.267198		Não Rejeita	0.148796		Rejeita
		TESTE PP					
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão	Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-1.300867	0.6259	Não Rejeita	-0.614471	0.9754	Não Rejeita
	Primeira diferença	-8.235514	0.0000	Rejeita	-8.285675	0.0000	Rejeita

##### 5.4.1 VAR Ciclos

Começa-se por aplicar o filtro HP na variável *lcredito\_de*, obtendo a nova série da componente cíclica do crédito para o governo, *ccredito\_de*. Já tendo os resultados das outras componentes cíclicas devido ao estudo anterior do crédito para o setor privado (ver Tabela 5.6), demonstrando que estas são estacionárias em nível, resta testar a componente cíclica do crédito:

**Tabela 5.8: Resultados dos testes de estacionariedade da série do crédito**

		Constante		
		TESTE ADF		
Crédito		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-2.693653	0.0795	Não Rejeita
	Primeira diferença	-9.684023	0.0000	Rejeita
			TESTE KPSS	
		Valor observado	Decisão	
	Nível	0.052670	Não Rejeita	
			TESTE PP	
		Valor observado	<i>p_value</i>	Decisão
	Nível	-2.846740	0.0563	Não Rejeita
Primeira diferença	-9.668913	0.0000	Rejeita	

Os resultados não são completamente unânimes. Segundo o teste KPSS a série cíclica é estacionária em nível. Contudo, para um nível de significância de 5%, os testes ADF e KPSS não rejeitam a hipótese nula de não estacionariedade. Apenas após primeira diferenciação se verifica que os resultados para estes testes são zero, rejeitando a hipótese nula. Assim, decidiu-se considerar a componente cíclica do crédito, *ccredito\_de*, estacionária I(1), obtendo-se a nova variável de estudo, *dccredito\_de*.

Começa-se por utilizar o método de seleção de defasamentos (ver Tabela A98 em anexo), com a qual se obtém um defasamento ótimo de 2 *lags*. Elabora-se então o modelo VAR Ciclos (ver Tabela A99 em anexo) com as variáveis *cpib\_de*, *dccredito\_de* e *cbalanca\_de* com um número ótimo de 2 defasamentos. O modelo demonstra ser estável (ver Figura B29 em anexo) e cumpre os pressupostos necessários (ver Tabelas A100 – A104 em anexo).

Prossegue-se com analisando a causalidade à Granger no modelo (ver Tabela A105 em anexo). Apesar dos *p-values* serem superiores ao nível de significância de 5%, pode-se considerar a existência e causalidade à Granger entre *dccredito\_de* e *cpib\_de* a um nível de significância de 10%, com um valor *p-value* de 0,0961.

Ao analisar as FIR (ver Figura B30 em anexo), observa-se uma resposta negativa e pouco significativa do ciclo do PIB a um choque na taxa de crescimento do ciclo do crédito, com o efeito a dissipar-se lentamente a partir do terceiro trimestre até ao décimo primeiro trimestre. No sentido oposto, *dccredito\_de* tem uma ligeira resposta negativa no segundo trimestre, voltando ao equilíbrio no terceiro trimestre.

Por fim, no que diz respeito à decomposição da variância entre as variáveis (ver Tabela A105 e Figura B31 em anexo), *dccredito\_de* influencia a variância futura de *cpib\_de* significativamente, com um valor de cerca de 15%. Quanto à relação oposta, o ciclo do PIB tem uma influência praticamente negligenciável na incerteza futura de *dccredito\_de*.

#### 5.4.2 VAR Diferenças

O modelo VAR em diferenças é estimado com 1 desfasamento (ver Tabela A107 em anexo) e com as variáveis  $I(0)$   $dpib\_de$ ,  $dcredito\_de$  e  $dbalanca\_de$  (ver Tabela A108 em anexo). É testada a estabilidade do modelo (ver Figura B32 em anexo) bem como os pressupostos (ver Tabelas A109 – A113 em anexo) com sucesso.

Segundo os resultados do teste de causalidade à Granger (ver Tabela A114 em anexo), apenas se observa causalidade de  $dpib\_de$  para  $dcredito\_de$  com um  $p$ -value de 0,0624, considerando um nível de significância de 10%.

Os gráficos das FIR (ver Figura B33 em anexo), revelam uma resposta negativa de  $dpib\_de$  a um choque em  $dcredito\_de$  que, no entanto, regressa ao equilíbrio imediatamente no segundo trimestre. Quanto ao efeito de um choque em  $dbalanca\_de$ ,  $dpib\_de$  reage positivamente até ao terceiro trimestre, apesar da resposta pouco significativa, a partir do qual o efeito do choque é nulo. A variável  $dcredito\_de$  também apresenta uma resposta pouco significativa e negativa a um choque em  $dpib\_de$ , todavia pouco duradoura, com o efeito a dissipar-se por completo a partir do terceiro trimestre. A reação de  $dcredito\_de$  a um choque de  $dbalanca\_de$  é negligenciável. Por último, observando os gráficos relativos à taxa de crescimento do rácio da balança sobre o PIB, esta apresenta inicialmente uma resposta positiva a um choque em  $dpib\_de$ . Esta decresce, no entanto, rapidamente, sendo negativa no segundo trimestre e regressando ao equilíbrio no terceiro. Quanto a um choque na taxa de crescimento do crédito, verifica-se o oposto, sendo o efeito em  $dbalanca\_de$  inicialmente negativo, mas tornando-se novamente positivo no segundo trimestre, e dissipando-se no terceiro trimestre.

Complementa-se de seguida a análise observando os valores da decomposição da variância (ver Tabela A115 e Figura B34 em anexo). A taxa de crescimento do crédito revela alguma influência na variância do erro de previsão de  $dpib\_de$ , com cerca de 9% da variância, enquanto que o impacto de  $dbalanca\_de$  é negligenciável. Quanto à influência das variáveis em prever o erro futuro de  $dredito\_de$ , os resultados demonstram que estas não têm qualquer relevância neste aspeto, com valores de cerca de 2.5% e 0.15% para  $dpib\_de$  e  $dbalanca\_de$ , respetivamente. Finalmente, apenas  $dpib\_de$  demonstra possuir alguma informação relativa aos valores futuros de  $dbalanca\_de$ , com cerca de 15% da variância, ao contrário de  $dcredito\_de$  que contém apenas cerca de 3% da mesma.

#### 5.4.3 VAR VECM

De forma a estudar a existência de cointegração e a possibilidade de estimar um modelo VECM de longo prazo, começa-se por estimar um modelo VAR com as variáveis endógenas

integradas de ordem 1, já que as variáveis devem ter a mesma ordem de integração para se poder efetuar esta análise. O método de seleção de desfasamento indicou um número ótimo de 1 *lag* (ver Tabela A116 em anexo). De seguida estimou-se o modelo VAR com 1 *lag* e as variáveis *dpib\_de*, *dcredito\_de* e *dbalanca\_de* (ver Tabela A117 em anexo). Testando a viabilidade do modelo, verifica-se que o mesmo é estável (Figura B35 em anexo) e que cumpre todos os pressupostos necessários (ver Tabelas A118 – A122 em anexo).

Assim, prossegue-se com o teste de Johansen (ver Tabela A123 em anexo) com o qual se verifica a existência de 1 vetor de cointegração segundo os testes *Trace* e *Max. Eigenvalue* no modelo 2, ao rejeitarem a hipótese nula de inexistência de vetor de cointegração no modelo. A equação de cointegração normalizada, de longo prazo, é a seguinte:

$$lpib_{de} = -0,1273lcredito_{de} - 1,0161balanca_{de} - 11,6585 \quad (42)$$

Esta equação deve ser interpretada revertendo o sinal dos coeficientes. Assim, tanto o crédito como o rácio da balança corrente sobre o PIB revelam contribuir para o crescimento económico, em média, a longo prazo.

#### 5.4.4. VECM

O resultado do modelo VECM é apresentado na Tabela A124 em anexo e constata-se que o mesmo é estável, (ver Figura B36 em anexo) ainda que se observe raízes inversas no limite do círculo unitário, e que cumpre os pressupostos (ver Tabelas A125 – A129 em anexo). Assim, pode-se assumir que o modelo se ajusta bem aos dados.

A relação de cointegração na parte superior da tabela, que corresponde ao *Error Correction Term* e representa a componente de longo prazo, é a seguinte:

$$ECT_{t-1} = lpib_{pt_{t-1}} - 0,1181lcredito_{pt_{t-1}} - 1,3935balanca_{pt_{t-1}} - 11,7695 \quad (43)$$

Quanto à dinâmica de curto prazo, na tabela inferior, a equação para a taxa de crescimento do PIB é:

$$\begin{aligned} \Delta dpib_{de_t} = & -0,0367ECT_{t-1} + 0,1827\Delta dpib_{de_{t-1}} + 0,0056\Delta dcredito_{de_{t-1}} \\ & - 0,0294\Delta dbalanca_{de_{t-1}} - 0,0477\Delta Dummy_{lpib_{de}} \\ & + 0,0194\Delta Dummy2_{lpib_{de}} + 0,0028\Delta Dummy2_{lcredito_{de}} \\ & + 0,0031\Delta Dummy2_{lcredito_{de}} \end{aligned} \quad (44)$$

O coeficiente de ajustamento indica que um desvio do desfasamento anterior, *t-1*, do equilíbrio de longo prazo é corrigido no período atual *t* com uma velocidade de ajustamento de 3,67%, demonstrando estabilidade no modelo. De forma a obter a equação final do modelo apenas com os coeficientes significativos do mesmo, recorreu-se ao sistema de causalidades (ver

Tabela A130 em anexo). Observa-se que os coeficientes significativos, com um valor *p-value* inferior a 0,05 são C(1), C(2), C(5) e C(6), resultando na equação final:

$$\begin{aligned} dpib\_de_t = & -0,0367 (lpib_{de_{t-1}} - 0,1181lcredto_{de_{t-1}} - 1,3935balanca_{de_{t-1}} \\ & - 11,7695) + 0,1827dpib_{de_{t-1}} - 0,0477Dummy_{tpib\_de} \\ & + 0,0194Dummy2_{tpib\_de} \end{aligned} \quad (45)$$

A equação revela que, para este modelo, o crédito bem como o rácio da balança corrente sobre o PIB, apenas têm influência numa perspetiva de longo prazo, com um aumento de 0,12% e 1,39% da taxa de crescimento do PIB face a um aumento de 1 pp., respetivamente. No curto prazo, estas variáveis não são significativas.

O teste de causalidade à Granger (ver Tabela A131 em anexo) do modelo VECM apresenta *p-values* superiores a 10%, o que significa que não existe este tipo de causalidade entre as variáveis.

As FIR (ver Figura B37 em anexo) revelam uma resposta positiva do PIB a um choque no crédito a partir do décimo trimestre. O rácio da balança corrente sobre o PIB causa uma resposta positiva e crescente ao longo do tempo no PIB. Tanto o crédito como o rácio da balança corrente sobre o PIB têm respostas positivas a um choque na variável contrária. Por último, um choque no PIB causa também um efeito positivo, apesar de pouco significativo em *balanca\_de* ao longo de todo o período.

Quanto à decomposição da variância do PIB (ver Tabela A132 e Figura B38 em anexo), a variável *balanca\_de* demonstra contribuir para a variância do PIB, com os valores a aumentarem ao longo do tempo até aos 15%. Por outro lado, o crédito tem pouca influência na incerteza dos erros futuros do PIB.

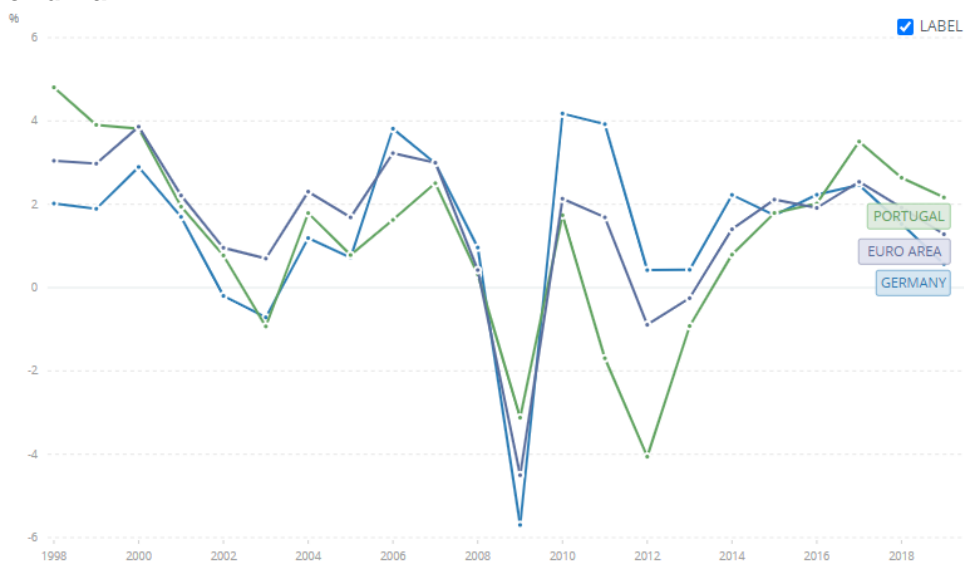
## 6. Discussão de Resultados

### 6.1. Conjuntura Económica

Este estudo centra-se no período entre o último trimestre de 1998 e o segundo trimestre de 2019. Este período engloba um intervalo de relativa tranquilidade a nível europeu, até à crise de 2008 do *subprime*. Importa notar que, na viragem do milénio, Portugal vinha de um período de expansão económica considerável à “boleia” da adesão ao euro, devido a uma diminuição considerável das taxas de juro e um elevado aumento da concessão de crédito, contribuindo para um aumento do consumo e do investimento. Por outro lado, este fenómeno também levou a um forte aumento das importações, agravando o défice externo neste período. A Alemanha, por sua vez, continuava a sua tendência de crescimento impulsionada pelas exportações e pela conjuntura de crescimento na Europa (Leão *et al.* 2014, WIW, 1998).

**Figura 6.1: Taxa de crescimento do PIB na Alemanha, Portugal e Zona Euro entre 1998 e 2019**

Fonte: World Bank



O PIB manteve, à exceção de 2003, taxas de crescimento positivas até à crise do *subprime*, em 2008. Contudo, a crescente acumulação de dívida pública e privada por parte de Portugal no período anterior à crise (ver Figuras B40 e B41 em anexo) aumentou substancialmente a fragilidade da economia portuguesa, pois não foi acompanhado simultaneamente de um aumento do PIB (ver Figuras B42 e B43 em anexo). A dívida pública aumentou mais de 20pp. face ao PIB entre 1999 e 2008, enquanto que a dívida do setor privado cresceu de 120% para quase 200% do PIB no mesmo período. Em comparação, a dívida pública na Alemanha apenas cresceu cerca de 4pp. no mesmo período, enquanto que a dívida do setor privado não



financeiro teve um aumento dos 122% para cima de 135% até 2004, mas voltou a cair para cerca de 117% do PIB até 2008 (ver Figuras B44 e B45 em anexo).

Quando se deu a crise do *subprime*, a solvabilidade da dívida soberana não era motivo de preocupação para os mercados. No entanto, este paradigma alterou-se quando a Grécia teve de recorrer a auxílio financeiro por parte da UE e FMI, de forma a cobrir as suas obrigações financeiras. O aumento da desconfiança nos mercados financeiros quanto à sustentabilidade das dívidas, levou à subida do *spread* dos títulos da dívida soberana portuguesa, impedindo o acesso de Portugal a financiamento externo (Buera e Sudipto, 2018). Assim, a crise do *subprime* aliada à dificuldade de acesso ao crédito e à fragilidade da economia portuguesa, transformou-se numa crise da dívida soberana em Portugal, bem como nos países com maiores problemas de solvabilidade, agravada também pela fragmentação financeira da Zona Euro, que impediu uma atuação eficiente das políticas monetárias europeias (Leão *et al.*, 2014). Em suma, tratou-se de uma “crise de liquidez”, pois sob taxas de juro baixas, os países teriam solvabilidade para fazer face às dívidas, mas verificando-se taxas de juro altas e uma perspetiva de elevada contração económica, estas deixaram de ser sustentáveis (Constâncio, 2017).

Estes acontecimentos corroboram em grande parte o consenso na teoria económica apresentado na revisão de literatura. Se por um lado o crédito é um impulsionador do crescimento económico ao incentivar o consumo e o investimento, por outro o endividamento excessivo coloca a economia em maior risco face a choques negativos. Adicionalmente, este risco parece agravado para um país como Portugal com maior dependência de financiamento externo face a um agravamento do saldo da balança corrente. Portugal apenas viu devolvida a confiança dos mercados, após uma gestão de expectativas mais benevolente para com os países do euro em maiores dificuldades, assim que Draghi assumiu a presidência do BCE. A sua intervenção (no famoso discurso “*Whatever it takes*”), na qual o ex-presidente do Banco Central Europeu sublinhou que seria dado apoio ilimitado às instituições financeiras europeias e aos países da Zona Euro, fez melhorar os níveis de confiança nos mercados financeiros. As medidas não-convencionais do BCE, nomeadamente o programa OMT (*Outright Monetary Transactions Programme*), oferecendo liquidez financeira com a condição dos países cumprirem as metas económicas determinadas no acordo com o Mecanismo de Estabilidade Europeu, entre outras como *forward guidance* e a compra em larga escala de ativos públicos e privados (Constâncio, 2017), levaram a uma diminuição das taxas de juros, através das quais economias como a de Portugal conseguiram melhorar as suas condições de financiamento.

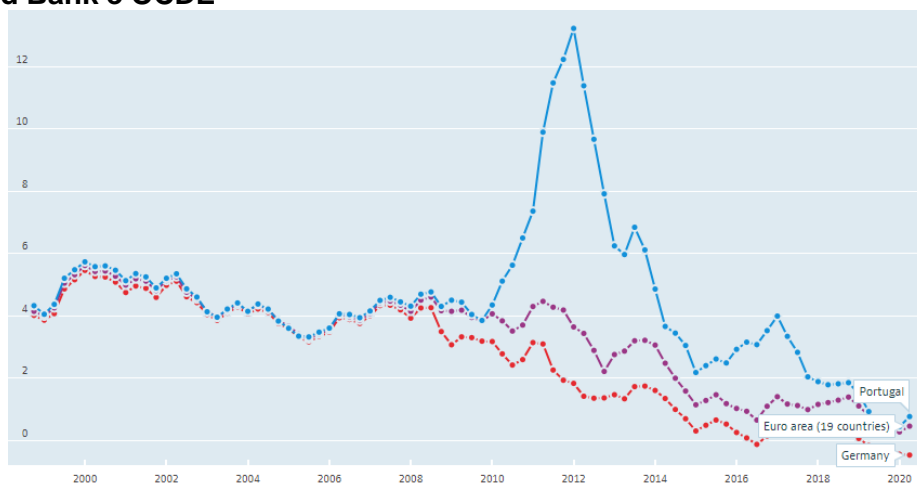
Verifica-se que no período em estudo, e dada a conjuntura em questão, o crédito explica o desenvolvimento do crescimento económico. Observa-se que a taxa de juro reduzida e a

facilidade de acesso ao crédito numa conjuntura de crescimento económico contribuiu para o aumento do PIB no período anterior à crise de 2008. De 2008 até 2013/2014, as dificuldades de obtenção de crédito numa situação de crise, em conjunto com as políticas orçamentais altamente restritivas e agravadas pelas medidas da Troika, levaram a uma diminuição do rendimento disponível. Consequentemente, o consumo e o investimento diminuíram, contribuindo para a contração do PIB. A relação positiva entre crédito e PIB torna-se novamente evidente após as medidas não-convencionais do BCE permitirem Portugal financiar-se a um custo mais baixo, voltando a contribuir positivamente para o crescimento económico.

A Alemanha demonstrou também um aumento da dívida pública após a crise com um aumento de 65% do PIB em 2008 para cerca de 87% a meio de 2012. Portugal, no entanto, atingiu cerca de 145% do PIB em 2015, um crescimento muito acentuado em comparação com os 72.7% no início de 2008. Adicionalmente, na Alemanha, o crédito para o setor privado manteve a tendência de decréscimo até 108% do PIB, enquanto que, em Portugal, este valor aumentou até 2013, atingindo cerca de 230% do PIB, mais 30pp., em relação ao valor já extremamente elevado em 2008. Como foi mencionado anteriormente, estas flutuações estão diretamente ligadas à facilidade, ou não, de acesso ao crédito. Na Figura B43, observa-se que a taxa de juro de longo prazo alemã manteve a sua trajetória decrescente durante as crises, sempre abaixo da média da Zona Euro. Contrariamente, Portugal experienciou um aumento da taxa de juro de 4% para mais de 13% no seu pico em 2012, começando a diminuir, em paralelo com os níveis de dívida a partir de 2013, como resposta positiva às medidas não-convencionais. O nível da taxa de juro em Portugal apenas regressa ao nível de 2010 após 4 anos.

**Figura 6.2: Taxa de juro de longo prazo na Alemanha, Portugal e Zona Euro**

**Fonte: World Bank e OCDE**



Assim, apesar do crédito para o setor privado na Alemanha em percentagem do PIB se situar entre 109.9% e 113.3% do PIB no período de 2012 a 2019 (ver Figura B44 em anexo),

verifica-se que em valores nominais, a dívida do setor privado aumentou de cerca de €2971 mil milhões para €3911 mil milhões entre o mesmo período (ver Figura B45 em anexo). Isto significa que o aumento do crédito para o setor privado faz-se acompanhar constantemente por um crescimento muito acentuado do PIB alemão neste período. Simultaneamente, desde 2012, o rácio da despesa pública sobre o PIB diminui de 85.2% para 67.2% (ver Figura B46 em anexo), com os níveis de dívida pública a manterem-se entre os €2200 mil milhões e os €2435 mil milhões, até 2019 (ver Figura B47 em anexo), o que demonstra ser o crédito para o setor privado a impulsionar o crescimento económico neste período, enquanto a dívida pública mantém níveis relativamente estáveis.

Quanto a Portugal, o nível de endividamento do setor privado diminui entre 2012 e 2016, mantendo-se relativamente constante até 2019. Ao mesmo tempo, observa-se neste período um aumento da dívida pública, apesar de menos acentuado a partir de 2014. O facto de se observar uma taxa de crescimento do PIB positiva desde 2014, enquanto que o crédito para o setor privado diminui e o crédito para o governo aumenta, demonstra que neste período, o crescimento económico está a ser impulsionado pelo crédito para o governo.

## 6.2. *Resultados*

### 6.2.1. *Crédito para o Setor Privado*

Os resultados dos modelos econométricos em Portugal nas Tabelas A10 e A19, demonstraram não existir causalidade direta entre o crédito para o setor privado e o crescimento económico (causalidade à Granger com *p-value* 0,4698 e 0,4877, respetivamente). Todavia, no modelo VAR Ciclos, observa-se uma variância significativa do ciclo da taxa de crescimento do crédito relativamente ao ciclo do PIB, o que sugere que o crédito contém informação relativa a comportamentos futuros do ciclo económico. Adicionalmente, o ciclo do PIB tem uma reação positiva a um choque no ciclo da taxa de crescimento do crédito.

O modelo VAR Diferenças revela inexistência de causalidade entre as variáveis da variação da taxa de crescimento do crédito e da taxa de crescimento económico. Contudo, apresenta causalidade entre a taxa de crescimento do PIB e a taxa de crescimento do rácio da balança corrente sobre o PIB. Verificando a FIR entre as variáveis neste sentido, observa-se uma relação negativa. Isto significa que, apesar de pouco significativo, o modelo associa um choque positivo na taxa de crescimento do PIB a uma ligeira diminuição da taxa de crescimento do rácio da balança corrente sobre o PIB.

Posteriormente, não se verifica uma relação significativa de longo prazo entre as variáveis.

Estes resultados não são condizentes com a teoria económica. Contudo, dada a turbulência do período em análise e este se prolongar por 20 anos, poderá tentar-se tirar algumas conclusões. Verificou-se por um lado que, no curto prazo, o crédito tem algum impacto positivo no PIB. O facto de não existir causalidade direta, poderá deduzir-se de as flutuações do PIB serem derivadas da conjuntura existente neste período, tanto nos momentos de expansão como de recessão e crise. Apesar do crédito para o setor privado ter alguma influência no PIB, pode não ter sido o fator mais relevante. Verifica-se, por exemplo, que os níveis do crédito privado aumentaram continuamente entre 1998 e 2011 (ver Figura B42 em anexo). No entanto, nestas datas, a taxa de crescimento do PIB diminui até 2003, posteriormente volta a aumentar até 2007, até que cai abruptamente com a crise de 2008, tomando valores negativos (ver Figura B39). Adicionalmente, o nível de crédito inicia uma tendência decrescente a partir de 2012, num período em que a taxa de crescimento regressa a valores positivos, evidenciando crescimento económico. Isto significa que os modelos estão a ter em consideração um período em que, apesar deste tipo de crédito contribuir para flutuações futuras do PIB, não foi o principal impulsionador. A relação negativa e pouco significativa entre *dpib\_pt* e *dbalanca\_pt*, poderá ser consequência do aumento das importações numa fase de expansão económica no curto prazo.

No caso da Alemanha, verifica-se causalidade entre as variáveis no modelo VAR Ciclos (ver Tabela A76 em anexo). Adicionalmente, a reação do ciclo do PIB ao ciclo da taxa de crescimento do crédito é positiva e *cdcredito\_de* explica 18% da variância futura de *cpib\_de*, indicando claramente uma relação positiva entre as variáveis.

. No VAR Diferenças a variação da taxa de crescimento do crédito não causa a taxa de crescimento do PIB à Granger (ver Tabela A85 em anexo). Testou-se a existência de cointegração no modelo, que revelou existir relação de longo prazo entre as variáveis. Tanto *dcredito\_de* como *dbalanca\_de* têm um impacto positivo na taxa de crescimento do PIB a longo prazo.

Comparando a relação do crédito para o setor privado e o crescimento económico em Portugal e na Alemanha, encontra-se dois cenários muito diferentes. Em Portugal, os resultados levam a crer que o crédito para o setor privado não deve ser negligenciado. Este contém informação que influencia movimentos futuros do PIB. Contudo, Portugal depara-se com um nível de crédito problemático em todo o período. Para agravar a situação, o país viu o acesso ao crédito muito restringido entre 2008 e 2013. Segundo Leão *et al.* (2014), a contração da oferta de crédito nos períodos de crise causa grande dificuldade nas empresas, mesmo nas saudáveis, em financiar o seu investimento e o crescimento da sua atividade. Aquelas com altos níveis de endividamento têm dificuldades acrescidas para financiar os seus investimentos. Adicionalmente, a política monetária não é suficientemente eficiente devido à

fragmentação da Zona Euro. Todos estes fatores contribuem para que as empresas não tenham sido capazes de fazer crescer a sua atividade e, dessa forma, contribuir para o crescimento económico.

No caso da Alemanha isto não se verificou. O aumento do crédito na Alemanha é, na generalidade, acompanhado de seguida por crescimento económico de longo prazo. Adicionalmente, os rácios da dívida não tomaram proporções preocupantes com a queda do PIB no período de crise. As taxas de juro na Alemanha tiveram flutuações pouco significativas e mantiveram uma tendência decrescente ao longo do período em estudo, permitindo baixos custos de financiamento e permitindo uma recuperação económica sustentada.

### 6.2.2. Dívida Governamental

Relativamente à dívida governamental em Portugal, os testes revelam maior unanimidade. Tanto o modelo VAR Ciclos como VAR Diferenças apresentam causalidade à Granger entre o ciclo do crédito e o ciclo económico, e a taxa de crescimento do crédito e a taxa de crescimento económico, respetivamente. No modelo VAR das componentes cíclicas, o ciclo económico responde de forma negativa inicialmente, todavia o efeito de um choque no ciclo do crédito torna-se positivo passados 4 trimestres. No modelo VAR em diferenças, esta relação permanece negativa. Ao estudar a relação de longo prazo, esta confirma-se com a existência de um vetor de cointegração. No longo prazo, o modelo revela que o crédito tem um impacto negativo na taxa de crescimento do PIB, enquanto que o rácio da balança corrente sobre o PIB a impacta positivamente. No entanto, as duas variáveis independentes fazem diminuir o PIB no curto prazo.

Em Portugal, o crédito para o governo aparenta ter um impacto negativo no crescimento económico de curto e de longo prazo, o que não está de acordo com o pensamento corrente para uma economia aberta e avançada. Contudo, este resultado em Portugal pode refletir uma vez mais os efeitos de uma dívida excessiva num período com diferentes fases de expansão e contração causadas por fatores diferenciados. Apesar do FMI (2012) defender que não existe um limiar específico do rácio da dívida para o qual um aumento adicional seja prejudicial para a economia, estes resultados sugerem que um aumento do crédito para o governo em Portugal é prejudicial para o crescimento económico. Este tipo de dinâmica foi constatado empiricamente por outros autores como Reinhart e Rogoff (2010), Baum *et al.* (2012) e Dritsaki (2013).

No estudo para a economia alemã, os modelos de curto prazo, VAR, do crédito para o governo rejeitam a existência de causalidade entre as variáveis crédito e PIB. No entanto, verifica-se que *dccredito\_de* explica 33% da variância futura de *cpib\_de*, influenciando a mesma muito significativamente, para além da taxa de crescimento do crédito também

apresentar 9% de variância da taxa de crescimento do PIB. Segundo o teste de Johansen confirma-se a relação de longo prazo entre as variáveis. Após retirar as variáveis não significativas do modelo, conclui-se que, na Alemanha, o crédito para o governo faz aumentar o valor da taxa de crescimento do PIB. Adicionalmente, o modelo revela um impacto ainda mais significativo do rácio da balança corrente sobre o PIB no crescimento económico.

Uma vez mais, o equilíbrio externo da Alemanha permite uma relação positiva entre o crédito e o PIB no longo prazo, já que um aumento do crédito para o governo se faz acompanhar posteriormente de um crescimento do PIB, da mesma forma que uma diminuição do crédito irá influenciar o PIB negativamente. O rácio da balança corrente sobre o PIB está associado a movimentos ainda mais acentuados do PIB. Isto deve-se à importância das exportações na Alemanha, que são um dos grandes motores da economia. A queda abrupta da taxa de crescimento do PIB na Alemanha foi superior à média da Zona Euro na crise de 2008. Um dos motivos está associado precisamente à queda acentuada das exportações, impactando diretamente o PIB do país (Horn, Joebges e Zwiener, 2009).

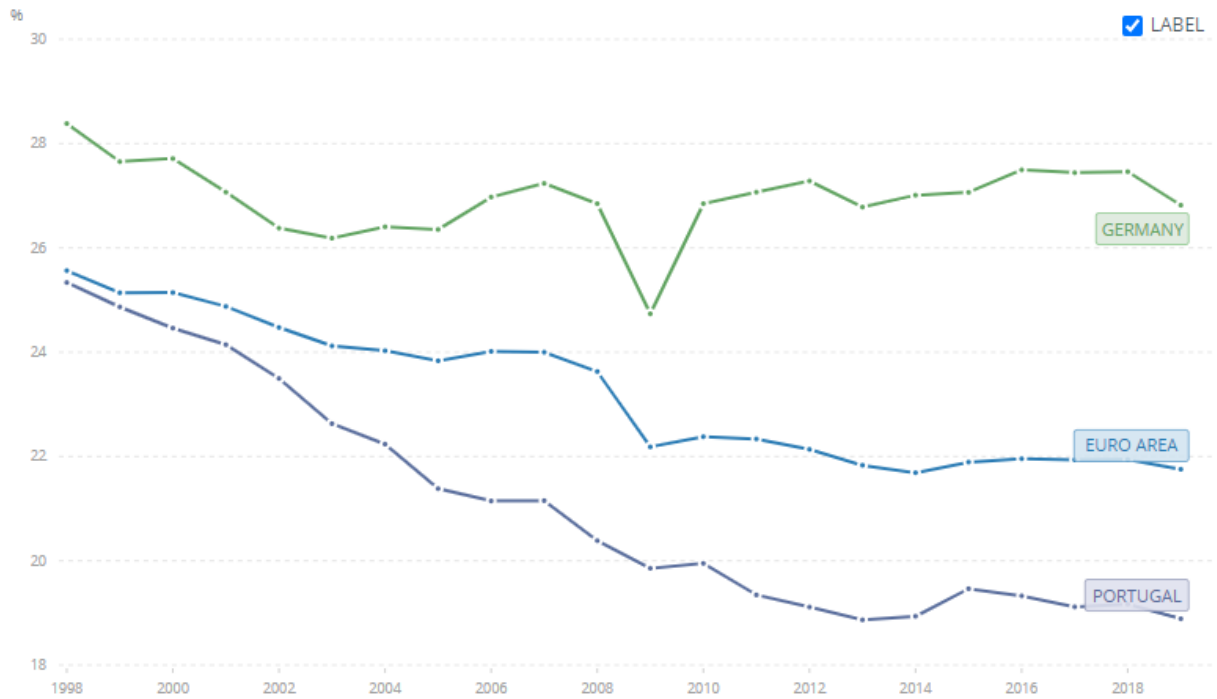
### 6.2.3. *Economia de Portugal e Alemanha*

Como ficou demonstrado, a estabilidade económica alemã beneficiou a sua recuperação após a crise de 2008. Por outro lado, Portugal como país devedor e dependente de financiamento externo, sofreu graves consequências da primeira crise, sendo exposto a uma nova crise devido à desconfiança dos mercados quanto à sustentabilidade da sua dívida. Estes fatores contribuem para a relação positiva do crédito público e privado em relação ao PIB na Alemanha, comparado com a relação inconclusiva no crédito para o setor privado e negativa no crédito para o governo em relação ao PIB, a longo prazo, em Portugal.

Um dos fatores que contribui para estas dinâmicas é a robustez da economia alemã, assente em indústrias de bens e serviços transacionáveis com elevado valor acrescentado. A Figura 6.3 representa o valor acrescentado da indústria na Alemanha, Portugal e na Zona Euro, face ao PIB. Estão contempladas as indústrias correspondentes às divisões ISIC 10 – 45, incluindo manufatura de bens, desde bens alimentares, bens petrolíferos, químicos, farmacêuticos, equipamento elétrico e maquinaria, entre outros (divisões ISIC 15 – 37).

**Figura 6.3: Valor acrescentado das indústrias em percentagem do PIB**

Fonte: World Bank e OCDE



Observa-se que este tipo de indústrias têm um peso bastante mais considerável na Alemanha comparado com Portugal, onde o seu peso no PIB tem vindo a diminuir ao longo do tempo. O peso da indústria e bens e serviços transacionáveis na Alemanha contribui para a importância das exportações na sua economia.

## 7. Conclusão

---

Este trabalho teve como objetivo determinar qual a relação entre os créditos público e privado e o crescimento económico num país devedor, Portugal, e num país credor, a Alemanha. Procedeu-se à estimação de modelos para análise de séries temporais de curto e de longo prazo, com dados referentes ao período entre o último trimestre de 1998 e o segundo trimestre de 2019. Com base nesta investigação empírica, conclui-se que o crédito para o setor privado e o crédito para o governo têm impactos diferentes em ambos os países. Segundo os modelos VAR e VECM, o crédito para o setor privado em Portugal não foi um fator determinante em explicar as flutuações do PIB neste período, nem apresenta uma relação de longo prazo para com o crescimento económico. Estes resultados são considerados inconclusivos, já que se verificou que o crescimento deste tipo de crédito teve um impacto positivo no PIB pré-crise *subprime* e o seu restringimento contribuiu para uma contração do crescimento económico em Portugal. Já o crédito para o governo está em certa medida em linha com a teoria económica. Um acréscimo da dívida governamental quando se verifica excesso de dívida do setor privado, aliado aos níveis já elevados da dívida governamental, contribuem, no longo prazo, para uma ligeira contração do crescimento económico.

Os resultados dos modelos para a Alemanha revelaram resultados diferentes. Tanto o crédito para o setor privado como para o governo, têm uma relação positiva com o crescimento económico no longo prazo. Também o rácio da balança corrente sobre o PIB influencia a economia positivamente. A Alemanha, apesar de ter sofrido com a crise internacional em 2008 como a generalidade dos países, beneficia de uma economia robusta e de níveis de dívida pública e privada sustentáveis. Adicionalmente, o facto de as taxas de juro na Alemanha se terem mantido baixas durante todo o período devido à confiança dos mercados na sua economia, permitiu um cenário de recuperação económica ainda mais favorável, com o aumento do crédito a impulsionar o investimento e o consumo, gerando crescimento económico.

Assim, com exceção do caso do crédito para o setor privado em Portugal, esta investigação vai ao encontro da teoria económica e responde à questão acerca da influência destes tipos de crédito no crescimento económico de um país devedor e de um país credor.

Portugal tem dois desafios em simultâneo. Por um lado, a importância de diminuir os níveis de dívida pública e, por outro, fazê-lo ao mesmo tempo que tenta corrigir o problema crónico do défice externo. Portugal deve então procurar direcionar o investimento para indústrias de bens e serviços transacionáveis com maior valor acrescentado. Desta forma, um aumento dos níveis de investimento público direcionados para uma reestruturação da economia portuguesa que privilegie os setores de bens e serviços transacionáveis em detrimento dos setores de bens e serviços não transacionáveis, contribuiria para um equilíbrio



a longo prazo das contas externas. Contudo, o desafio da dívida pública acima referido, levanta sérios obstáculos a este tipo de solução. A obrigação de diminuição da dívida pública leva a que o país adote políticas orçamentais restritiva, de modo a equilibrar as contas públicas. Portugal apenas poderia adotar política orçamentais mais ambiciosas com vista esse tipo de reestruturação, caso o BCE mantenha a posição de prestamista de última instância assumida aquando da crise das dívidas soberanas. Em alternativa, uma política orçamental europeia mais abrangente e orientada para a correção destes desequilíbrios estruturais, também poderia contribuir para a resolução destes problemas que têm vindo a persistir na economia portuguesa. Com estes desequilíbrios mitigados, poderá haver uma correlação mais evidente e benéfica entre o setor financeiro e o crescimento económico por via do crédito.

Uma das limitações deste trabalho consiste nas séries temporais não terem sido testadas quanto a quebras estruturais. Poderá ser de interesse acrescentado estudar esta relação focando em períodos mais curtos da amostra, nomeadamente a fase de crescimento económico pré-crise, entre 1998 e 2007, seguida do período de crise de 2007 a 2013 e um período após 2013, o que poderá revelar maior causalidade entre as variáveis. Como foi mencionado, os setores de bens e serviços transacionáveis e não transacionáveis poderão ter um papel importante nesta dinâmica, na medida em que bens e serviços transacionáveis estão sujeitos a um cenário de concorrência internacional e contribuem para um maior valor acrescentado e, conseqüentemente, para o crescimento económico, tornando o estudo dos fluxos de crédito para estes setores também um tópico interessante a considerar. Portugal deparou-se com uma enorme dificuldade de financiamento no período de crise devido às elevadas taxas de juro no país. Por outro lado, as taxas de juro na Alemanha mantiveram a sua tendência decrescente. Esta poderá ser uma variável importante a incluir nos modelos econométricos numa investigação futura, por forma a estudar o seu impacto nas flutuações do crédito e do PIB. O facto de focar o estudo em períodos de menor duração, nomeadamente no período de crise, poderá demonstrar a importância deste fator na relação entre a evolução do crédito e do crescimento económico.

## Referências

---

Acquah H.De-G. 2010. Comparison of Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC) in selection of an asymmetric price relationship. ***Journal of Development and Agricultural Economics* 2(1), 001-006.**

Adgebite E.O., Ayadi F.S., Ayadi O.F. 2008.The Impact of Nigeria's External Debt on Economic Development. ***International Journal of Emerging Markets*,: 285 – 298.**

Ahumada H., Garegnani M.L. 1999. Filtro HP - Hodrick-Prescott Filter in Practice. ***IV Jornadas de Economia Monetaria e Internacional.***

Akpansung A.O., Babalola S.J. 2011. Banking Sector Credit and Economic Growth in Nigeria: An Empirical Investigation. ***CBN Journal of Applied Statistics*, 51 – 58.**

Amisano G., Giannini C. 1997.Topics in Structural VAR Econometrics. ***Springer Berlin Heidelberg.***

Asteriou D., Hall S., 2007. Applied Econometrics: A Modern Approach. ***Palgrave MacMillan***

Baum A., Rother P., Checherita-Westphal C.D. 2012. Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area. ***ECB Working Paper, 1450: 1 -18.***

Beck T., Levine R., Loayza N. 2000. Financial intermediation and growth: Causality and causes. ***Journal of Monetary Economics, 46: 63.***

Bezemer D.J. 2014.Schumpeter might be right again: the functional differentiation of credit. ***Journal of Evolutionary Economics, 24, 935 – 950.***

Bodie Z., Marcus A.J., Kane A. 2014. Investments. ***McGraw-Hill Education*, 566 – 571.**

Borio C. 2013. The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? ***Journal of Banking and Finance, 45: 23.***

Borio C. 2014.The international monetary and financial system: its Achilles heel and what to do about it. ***Bank for International Settlements,456: 20.***

Buera F., Sudipto K. 2018. Real Effects of Financial Distress: The Role of Heterogeneity. ***REM – Research in Economics and Mathematics: 3 - 11***

Burns A.F., Mitchell W.C. 1946. Measuring Business Cycles. ***National Bureau of Economics Research.3.***

Calderon C., Fuentes J.R. 2013. Government Debt and Economic Growth. ***Inter-American Development Bank. Fiscal and Municipal Management Division. 2 – 35.***

Cappiello L., Kadareja A., Kok C., Protopapa M. 2010. Do bank loans and credit standards have an effect on output? A panel approach for the euro area. ***European Central Bank Working paper series, 1150: 1-19.***

Cavanaugh J.E., Neath A.A. 1999. Generalizing the derivation of the schwarz information criterion. ***Communication in Statistics-Theory and Methods, 28(1).***

Cecchetti S. G., Mohanty M.S., Zampolli F. 2011. The real effects of debt. **Bank for International Settlements. Monetary and Economics Department. Working papers, 352**. 1-5.

Chiarella C., Guilmi C. 2011. The Fiscal Cost of Financial Instability. **Macroeconomics: Aggregative Models eJournal**, 1-20.

Collins S., Simone F., Hargreaves D. 1998. The current account balance: an analysis of the issues. **Reserve Bank of New Zealand, 61**:15 – 33.

Constâncio V. 2017. **ECB Workshop “Monetary Policy in Non-Standard Times”**

Davis S., Mack A., Phoa W., Vandenabeele A. 2014. Credit Booms, Banking Crises, and the Current Account. **Federal Reserve Bank of Dallas. Globalization and Monetary Policy Institute. Working papers, 178**:. 1 – 12.

Dritsaki C. 2013. Causal Nexus Between Economic Growth, Exports and Government Debt: The case of Greece. **Procedia Economics and Finance, 5. International Conference On Applied Economics**. 251 – 259.

Engle R.F., Granger C.W.J. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **The Econometric Society. 55(2)**.

Fabris N., Kilibarda B., Kalezic Z., Radunovic M., Rakocevic M. 2008. Foreign Direct Investments as a Driving Force of Economics Development of Montenegro. **Central Bank of Montenegro. Research and Statistics and IT Department. Working paper, 16**: 6 – 23.

Farmer R.E.A. 1989. The Lucas Critique Policy Invariance and Multiple Equilibria. **UCLA Economics Working Papers, 551**.

Ferretti G., Razin A. 1996. Sustainability of Persistent Current Account Deficits. **National Bureau of Economics Research, Inc. NBER Working Papers, 5467**: 1 – 20.

Fidrmuc J., Scharler J. 2013. Financial development and the magnitude of business cycle fluctuations in OECD countries. **Applied Economics Letters, Taylor & Francis Journals, 20(6)**: 530 – 533.

Gomez-Gonzalez J.E., Ojeda-Joya J.N., Zarate H., Tenjo-Galarza F. 2014. Testing for causality between credit and real business cycles in the frequency domain: an illustration. **Applied Economics Letters, 21(10)**:. 697 – 701.

Hayek F.A. 1933. Monetary Theory and the Trade Cycle. **Harcourt, Brace & Co, Inc.**

Horn, Gustav A.; Joebges, Heike; Zwiener, Rudolf. 2009 . Von der Finanzkrise zur Weltwirtschaftskrise (II). Globale Ungleichgewichte: Ursache der Krise und Auswegstrategien für Deutschland, **IMK Report, No. 40, Hans-Böckler-Stiftung, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK), Düsseldorf**

**International Monetary Fund** .2012. World Economic Outlook: Coping with High Debt and Sluggish Growth, 109.

- Karfakis C. 2013. Credit and Business Cycles in Greece: Is There Any Relationship? ***Economic Modelling, Elsevier, 32 (C):*** 23 – 29.
- Koop G., Pesaran M.H., Potter S.M. 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. ***Journal of Econometrics, 74:*** 119 – 122.
- Krugman P.1988. Financing vs. Forgiving a Debt Overhang. ***National Bureau of Economics Research, Inc. NBER Working Papers. 2486:*** 1- 31.
- Kumar M.S., Woo J. 2010. Public Debt and Growth. ***IMF Working Paper. Fiscal Affairs Department. 1 – 21.***
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. 1991. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. ***Journal of Econometrics, 54.***
- Leeuw J. 1973. Introduction to Akaike. Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. ***University of California at Los Angeles.***
- Lequiller, Blades D. .2007. Distinguishing Between Volume and Price Increases, in ***Understanding National Accounts, OECD Publishing, Paris.***
- Levine R. 1997. Financial Development And Economic Growth: Views And Agenda. ***Journal of Economic Literature. 35 (2):*** 688-726.
- Lukas Jr R.E. 1976. Econometric Policy Evaluation: A critique. ***Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1(1).***
- Lütkepohl H. 2005. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. ***Springer, Berlin,Heidelberg:***. 51 – 66.
- Malinen T. 2014. Does sovereign debt weaken economic growth? A Panel VAR analysis. ***Economics Letters, 122:*** 2 – 8.
- Minsky H.P. 1999. The Financial Instability Hypothesis. ***The Jerome Levy Economics Institute Working Paper, 74:*** 1- 8.
- Mitchell W.C.1913. Business Cycles. ***University of California Press.4.***
- Mutua F. 1994.The use of the Akaike Information Criterion in the identification of an optimum flood frequency model. ***Hydrological Sciences Journal, 39(3).***
- Panizza U., Presbitero A.F. 2013. Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey. ***Money and Finance Research Group-University Politecnica Marche-Dept. Economic and Social Sciences. Working Papers 78:*** 1 - 34
- Pesaran H.H., Shin Y. 1997.Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. ***Economics Letters, 58(1):*** 18.
- Ramey G., Ramey V. 1991. Technology Commitment and the Cost of Economic Fluctuations. ***Naitonal Bureau of Economic Research. Working Paper No. 3755***
- Reinhart M., Rogoff K. 2010.Growth in a Time of Debt. ***American Economic Review: Papers & Proceedings, 100:*** 573 – 578.

Sephton P.1994. Response surface estimates of the KPSS stationarity test. ***Economics Letters,47(3-4).***

Schumpeter J. 1939.Business Cycles: A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process. ***McGraw-Hill Book Company:*** 25.

Schumpeter J.1951. Essays on Entrepreneurs, Innovations, Business Cycles, and the Evolution of Capitalism. ***Addison-Wesley Press, Inc.***108 - 115.

Sharp G.D. 2010. Lag Length Selection for Vector Error Correction Models. ***Rhodes University, Faculty of Science, Statistics.*** 29, 30, 35.

Shin Y., Schmidt P. 1992.The KPSS stationarity test as a unit root test. ***Economics Letters, 38(4).***

Zarnowitz V., Moore G. 1986. Major Changes in Cyclical Behaviour.***The American Business Cycle: Continuity and Change, NBER:*** 536— 539.

Zarnowitz V. 2007. Persistent Business Cycles and High Economic Growth: How to Explain Their Long Concurrence in Modern Capitalism? ***Economics Program Working Papers 07-03, The Conference Board:***.11.

Zarnowitz V. 1991.What is a Business Cycle. ***NBER Working Paper 3863:***.33 – 34.

Zivot E., Wang J.2006. Modeling Financial Time Series with S-Plus.***Springer-Verlag, Carey, NC:*** 409, 414.

<https://www.economist.com/schools-brief/2016/07/30/minskys-moment> - Artigo The Economist 30 Julho 2016 - Momento Minsky.

## Anexos

### Anexo A: Tabelas

#### **Portugal: Crédito para o Setor Privado**

**Tabela A1: Seleção de defasamentos VAR Ciclos**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: CPIB\_PT CDCREDITO\_PT

Exogenous variables: C CBALANCA\_PT DUMMY\_CPIB\_PT

Sample: 1 83

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	515.8397	NA	5.11e-09	-13.41683	-13.23283	-13.34330
1	563.4494	88.95504*	1.62e-09	-14.56446	-14.25778*	-14.44190*
2	567.5905	7.519407	1.62e-09*	-14.56817*	-14.13883	-14.39658
3	571.3988	6.714572	1.63e-09	-14.56313	-14.01111	-14.34251
4	573.7175	3.966212	1.70e-09	-14.51888	-13.84420	-14.24924
5	575.6800	3.253592	1.80e-09	-14.46526	-13.66791	-14.14660
6	578.3498	4.285774	1.87e-09	-14.43026	-13.51023	-14.06257

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Tabela A2: VAR Ciclos**

Vector Autoregression Estimates  
 Sample (adjusted): 4 83  
 Included observations: 80 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	CPIB_PT	CDCREDITO_PT
CPIB_PT(-1)	0.878340 (0.11014) [ 7.97464]	0.045809 (0.13929) [ 0.32886]
CPIB_PT(-2)	-0.135521 (0.10322) [-1.31290]	0.100727 (0.13054) [ 0.77159]
CDCREDITO_PT(-1)	-0.043058 (0.08877) [-0.48503]	0.054088 (0.11227) [ 0.48175]
CDCREDITO_PT(-2)	0.098524 (0.08750) [ 1.12604]	-0.079716 (0.11066) [-0.72040]
C	0.000475 (0.00065) [ 0.73219]	-0.000127 (0.00082) [-0.15442]
CBALANCA_PT	-0.157638 (0.05182) [-3.04180]	-0.005051 (0.06554) [-0.07707]
DUMMY_CPIB_PT	-0.022917 (0.00601) [-3.81417]	0.000161 (0.00760) [ 0.02115]
R-squared	0.813478	0.071353
Adj. R-squared	0.798148	-0.004975
Sum sq. resids	0.002418	0.003868
S.E. equation	0.005756	0.007279
F-statistic	53.06249	0.934826
Log likelihood	302.7507	283.9647
Akaike AIC	-7.393769	-6.924116
Schwarz SC	-7.185341	-6.715689
Mean dependent	0.000541	-8.37E-05
S.D. dependent	0.012811	0.007261
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.61E-09
Determinant resid covariance		1.34E-09
Log likelihood		590.2041
Akaike information criterion		-14.40510
Schwarz criterion		-13.98825
Number of coefficients		14

**Tabela A3: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.066879	0.059638	1	0.8071
2	0.121903	0.198136	1	0.6562
Joint		0.257774	2	0.8791
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.886549	0.042904	1	0.8359
2	3.568952	1.079020	1	0.2989
Joint		1.121923	2	0.5707
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.102541	2	0.9500	
2	1.277156	2	0.5280	
Joint	1.379697	4	0.8477	

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A4: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos**

	RES_CPIB_PT	RES_CDCREDITO_PT
Mean	-1.84E-19	-1.57E-19
Median	6.25E-05	0.000441
Maximum	0.012015	0.021094
Minimum	-0.014045	-0.020793
Std. Dev.	0.005533	0.006997
Skewness	-0.066879	0.219701
Kurtosis	2.886549	4.161858
Jarque-Bera	0.102541	5.143295
Probability	0.950021	0.076410
Sum	-1.91E-17	-6.29E-18
Sum Sq. Dev.	0.002418	0.003868
Observations	80	80



**Tabela A5: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.937739	4	0.7472	0.484319	(4, 140.0)	0.7472
2	6.635341	4	0.1565	1.686440	(4, 140.0)	0.1565
3	3.061834	4	0.5475	0.768342	(4, 140.0)	0.5476
4	1.660046	4	0.7980	0.414503	(4, 140.0)	0.7980

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.937739	4	0.7472	0.484319	(4, 140.0)	0.7472
2	7.127387	8	0.5230	0.894430	(8, 136.0)	0.5231
3	11.07535	12	0.5225	0.926195	(12, 132.0)	0.5230
4	13.16629	16	0.6606	0.819539	(16, 128.0)	0.6615

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**Tabela A6: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
34.23687	33	0.4081

Individual components:

Dependent	R-squared	F(11,68)	Prob.	Chi-sq(11)	Prob.
res1*res1	0.133584	0.953113	0.4967	10.68672	0.4699
res2*res2	0.088452	0.599852	0.8225	7.076157	0.7929
res2*res1	0.129505	0.919678	0.5269	10.36038	0.4983

**Tabela A7: Covariância entre resíduos e variáveis VAR Ciclos**

	CPIB_PT	CDCREDITO_PT	RES_CPIB_PT	RES_CDCREDITO_PT
CPIB_PT	0,000162	2,83E-05	3,02E-05	1,10E-05
CDCREDITO_PT	2,83E-05	5,21E-05	1,10E-05	4,84E-05
RES_CPIB_PT	3,02E-05	1,10E-05	3,02E-05	1,10E-05
RES_CDCREDITO_PT	1,10E-05	4,84E-05	1,10E-05	4,84E-05

**Tabela A8: Causalidade à Granger VAR Ciclos**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Dependent variable: CPIB\_PT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CDCREDITO_PT	1.510748	2	0.4698
All	1.510748	2	0.4698

Dependent variable: CDCREDITO\_PT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CPIB_PT	3.446225	2	0.1785
All	3.446225	2	0.1785

**Tabela A9: Decomposição da variância VAR Ciclos**

Variance Decomposition of CPIB_PT:			
Period	S.E.	CPIB_PT	CDCREDITO_PT
1	0.005756	91.64775	8.352249
2	0.007607	92.94265	7.057349
3	0.008501	91.31904	8.680961
4	0.008916	90.28251	9.717493
5	0.009111	89.88565	10.11435
6	0.009207	89.72744	10.27256
7	0.009255	89.65147	10.34853
8	0.009280	89.61237	10.38763
9	0.009292	89.59248	10.40752
10	0.009298	89.58249	10.41751
11	0.009301	89.57747	10.42253
12	0.009303	89.57493	10.42507

Variance Decomposition of CDCREDITO_PT:			
Period	S.E.	CPIB_PT	CDCREDITO_PT
1	0.007279	0.000000	100.0000
2	0.007299	0.119600	99.88040
3	0.007349	1.274639	98.72536
4	0.007381	2.088190	97.91181
5	0.007397	2.424946	97.57505
6	0.007405	2.572892	97.42711
7	0.007408	2.647736	97.35226
8	0.007410	2.686649	97.31335
9	0.007411	2.706463	97.29354
10	0.007412	2.716439	97.28356
11	0.007412	2.721468	97.27853
12	0.007412	2.724009	97.27599

Cholesky Ordering: CDCREDITO\_PT CPIB\_PT

## Tabela A10: Seleção de defasamentos VAR Diferenças

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DPIB\_PT DDCREDITO\_PT DBALANCA\_PT

Exogenous variables: C DUMMY\_DPIB\_PT

Sample: 1 83

Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	747.3398	NA	5.21e-13	-19.76906	-19.58366*	-19.69503
1	765.4478	33.80155*	4.09e-13	-20.01194	-19.54844	-19.82687*
2	774.5994	16.35079	4.08e-13*	-20.01598*	-19.27439	-19.71987
3	779.1217	7.718019	4.62e-13	-19.89658	-18.87688	-19.48942
4	785.0237	9.600593	5.05e-13	-19.81396	-18.51617	-19.29577
5	789.5025	6.927306	5.76e-13	-19.69340	-18.11751	-19.06416
6	795.0104	8.078198	6.42e-13	-19.60028	-17.74629	-18.86000

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

## Tabela A11: VAR Diferenças

Vector Autoregression Estimates  
 Date: 11/25/20 Time: 17:49  
 Sample (adjusted): 5 83  
 Included observations: 79 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DPIB_PT	DDCREDITO_PT	DBALANCA_PT
DPIB_PT(-1)	0.134434 (0.11290) [ 1.19069]	-0.178013 (0.14456) [-1.23143]	-0.296357 (0.18663) [-1.58791]
DPIB_PT(-2)	0.191956 (0.10837) [ 1.77127]	0.186716 (0.13876) [ 1.34565]	-0.323751 (0.17914) [-1.80724]
DDCREDITO_PT(-1)	-0.102103 (0.08567) [-1.19178]	-0.487101 (0.10969) [-4.44064]	0.106893 (0.14162) [ 0.75479]
DDCREDITO_PT(-2)	-0.033581 (0.08294) [-0.40486]	-0.302657 (0.10620) [-2.84995]	0.164837 (0.13711) [ 1.20225]
DBALANCA_PT(-1)	-0.125276 (0.07100) [-1.76455]	-0.066141 (0.09090) [-0.72763]	-0.260422 (0.11736) [-2.21905]
DBALANCA_PT(-2)	-0.107464 (0.07185) [-1.49574]	-0.166861 (0.09199) [-1.81391]	0.059543 (0.11876) [ 0.50135]
C	0.001813 (0.00084) [ 2.16063]	-0.000678 (0.00107) [-0.63122]	0.002812 (0.00139) [ 2.02716]
DUMMY_DPIB_PT	-0.025264 (0.00722) [-3.50144]	-0.004612 (0.00924) [-0.49923]	0.005334 (0.01193) [ 0.44723]
R-squared	0.345071	0.284145	0.169501
Adj. R-squared	0.280500	0.213568	0.087621
Sum sq. resids	0.003152	0.005168	0.008614
S.E. equation	0.006663	0.008532	0.011015
F-statistic	5.344092	4.026011	2.070110
Log likelihood	288.0000	268.4762	248.2944
Akaike AIC	-7.088608	-6.594333	-6.083402
Schwarz SC	-6.848664	-6.354389	-5.843457
Mean dependent	0.002062	-0.000428	0.001222
S.D. dependent	0.007856	0.009620	0.011532
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.70E-13	
Determinant resid covariance		2.69E-13	
Log likelihood		807.0501	
Akaike information criterion		-19.82405	
Schwarz criterion		-19.10422	
Number of coefficients		24	

**Tabela A12: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Date: 11/25/20 Time: 17:52  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 79

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.196767	0.509779	1	0.4752
2	0.091832	0.111036	1	0.7390
3	0.186871	0.459791	1	0.4977
Joint		1.080606	3	0.7818

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.754882	0.197773	1	0.6565
2	3.054965	0.009945	1	0.9206
3	2.464951	0.942329	1	0.3317
Joint		1.150046	3	0.7650

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.707551	2	0.7020
2	0.120981	2	0.9413
3	1.402121	2	0.4961
Joint	2.230653	6	0.8973

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A13: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças**

	RES_DPIB_PT	RES_DDCREDITO_PT	RES_DBALANCA_PT
Mean	1.74E-19	8.78E-20	-2.20E-19
Median	4.16E-05	0.000000	7.22E-05
Maximum	0.014553	0.020299	0.023377
Minimum	-0.017571	-0.019017	-0.023270
Std. Dev.	0.006357	0.008140	0.010509
Skewness	-0.196767	-0.023357	0.123319
Kurtosis	2.754882	3.050812	2.565329
Jarque-Bera	0.707551	0.015682	0.822158
Probability	0.702032	0.992190	0.662935
Sum	7.81E-18	3.47E-18	-8.67E-18
Sum Sq. Dev.	0.003152	0.005168	0.008614
Observations	79	79	79

### Tabela A14: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 11/25/20 Time: 17:52

Sample: 1 83

Included observations: 79

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.591585	9	0.8684	0.506350	(9, 160.8)	0.8684
2	5.146878	9	0.8213	0.568551	(9, 160.8)	0.8214
3	14.93256	9	0.0928	1.699914	(9, 160.8)	0.0929
4	6.058227	9	0.7341	0.671093	(9, 160.8)	0.7342

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.591585	9	0.8684	0.506350	(9, 160.8)	0.8684
2	11.86277	18	0.8542	0.651274	(18, 178.7)	0.8546
3	37.22482	27	0.0909	1.423202	(27, 175.9)	0.0923
4	47.85283	36	0.0894	1.377308	(36, 169.1)	0.0921

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A15: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 11/25/20 Time: 17:52

Sample: 1 83

Included observations: 79

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
95.35617	78	0.0884

Individual components:

Dependent	R-squared	F(13,65)	Prob.	Chi-sq(13)	Prob.
res1*res1	0.265657	1.808810	0.0603	20.98693	0.0732
res2*res2	0.082600	0.450186	0.9437	6.525403	0.9249
res3*res3	0.161482	0.962900	0.4964	12.75706	0.4667
res2*res1	0.172355	1.041236	0.4248	13.61603	0.4014
res3*res1	0.161930	0.966092	0.4933	12.79250	0.4640
res3*res2	0.219566	1.406694	0.1806	17.34574	0.1840

**Tabela A16: Covariância entre resíduos e variáveis VAR Diferenças**

	DPIB_PT	DDCREDITO_PT	DBALANCA_PT	RES_DPIB_PT	RES_DDCREDITO_PT	RES_DBALANCA_PT
DPIB_PT	6,09E-05	1,53E-05	-1,75E-05	3,99E-05	8,52E-06	-9,12E-06
DDCREDITO_PT	1,53E-05	9,14E-05	4,03E-07	8,52E-06	6,54E-05	6,35E-06
DBALANCA_PT	-1,75E-05	4,03E-07	0,000131	-9,12E-06	6,35E-06	0,000109
RES_DPIB_PT	3,99E-05	8,52E-06	-9,12E-06	3,99E-05	8,52E-06	-9,12E-06
RES_DDCREDITO_PT	8,52E-06	6,54E-05	6,35E-06	8,52E-06	6,54E-05	6,35E-06
RES_DBALANCA_PT	-9,12E-06	6,35E-06	0,000109	-9,12E-06	6,35E-06	0,000109

**Tabela A17: Causalidade à Granger VAR Diferenças**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 11/25/20 Time: 17:49

Sample: 1 83

Included observations: 79

Dependent variable: DPIB\_PT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DDCREDITO_PT	1.436150	2	0.4877
DBALANCA_PT	4.290307	2	0.1171
All	5.866942	4	0.2093

Dependent variable: DDCREDITO\_PT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_PT	2.609963	2	0.2712
DBALANCA_PT	3.367524	2	0.1857
All	6.457266	4	0.1675

Dependent variable: DBALANCA\_PT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_PT	7.987473	2	0.0184
DDCREDITO_PT	1.511837	2	0.4696
All	9.100338	4	0.0586



**Tabela A18: Decomposição da variância VAR Diferenças**

Variance Decomposition of DPIB_PT:				
Period	S.E.	DPIB_PT	DDCREDITO_PT	DBALANCA_PT
1	0.006663	97.21653	2.783469	0.000000
2	0.006937	92.17530	3.983422	3.841276
3	0.007249	91.18470	3.680720	5.134582
4	0.007291	91.21197	3.659691	5.128337
5	0.007340	90.96525	3.627140	5.407607
6	0.007349	90.96717	3.619140	5.413694
7	0.007356	90.94158	3.615457	5.442959
8	0.007358	90.93809	3.613632	5.448283
9	0.007359	90.93602	3.612703	5.451280
10	0.007359	90.93510	3.612406	5.452493
11	0.007359	90.93470	3.612256	5.453041
12	0.007359	90.93457	3.612196	5.453232

Variance Decomposition of DDCREDITO_PT:				
Period	S.E.	DPIB_PT	DDCREDITO_PT	DBALANCA_PT
1	0.008532	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.009688	1.192890	98.25804	0.549073
3	0.009935	4.901464	93.49657	1.601965
4	0.010057	4.902765	92.56715	2.530090
5	0.010091	4.913345	92.23319	2.853460
6	0.010091	4.925996	92.22022	2.853788
7	0.010092	4.931005	92.21513	2.853867
8	0.010092	4.931181	92.21322	2.855594
9	0.010092	4.932502	92.21172	2.855781
10	0.010092	4.932684	92.21154	2.855775
11	0.010092	4.932799	92.21136	2.855844
12	0.010092	4.932845	92.21131	2.855849

Variance Decomposition of DBALANCA_PT:				
Period	S.E.	DPIB_PT	DDCREDITO_PT	DBALANCA_PT
1	0.011015	2.339771	0.565328	97.09490
2	0.011477	3.882145	0.622853	95.49500
3	0.011849	7.318677	1.010554	91.67077
4	0.011877	7.386862	1.357063	91.25607
5	0.011903	7.599362	1.415615	90.98502
6	0.011909	7.682907	1.418039	90.89905
7	0.011912	7.717290	1.420387	90.86232
8	0.011913	7.727496	1.421055	90.85145
9	0.011914	7.734182	1.421029	90.84479
10	0.011914	7.736365	1.420998	90.84264
11	0.011914	7.737333	1.420997	90.84167
12	0.011914	7.737741	1.420992	90.84127

Cholesky Ordering: DDCREDITO\_PT DPIB\_PT DBALANCA\_PT

### Tabela A19: Seleção de defasamentos VAR VECM

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LPIB\_PT DCREDITO\_PT BALANCA\_PT

Exogenous variables: C DUMMY\_LPIB\_PT

Sample: 1 83

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	515.8702	NA	2.99e-10	-13.41764	-13.23363	-13.34410
1	768.9514	472.8622	4.85e-13	-19.84083	-19.38081*	-19.65698
2	782.6927	24.58980*	4.29e-13*	-19.96560*	-19.22958	-19.67145*
3	791.5467	15.14485	4.32e-13	-19.96175	-18.94973	-19.55730
4	795.5780	6.577508	4.96e-13	-19.83100	-18.54296	-19.31624
5	801.5128	9.214456	5.43e-13	-19.75034	-18.18629	-19.12527
6	809.1636	11.27498	5.72e-13	-19.71483	-17.87478	-18.97946

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

## Tabela A20: VAR VECM

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 4 83

Included observations: 80 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LPIB_PT	DCREDITO_PT	BALANCA_PT
LPIB_PT(-1)	1.204403 (0.10697) [ 11.2595]	0.106926 (0.13512) [ 0.79137]	-0.355971 (0.17501) [-2.03401]
LPIB_PT(-2)	-0.216670 (0.10955) [-1.97784]	-0.129429 (0.13838) [-0.93535]	0.342612 (0.17923) [ 1.91155]
DCREDITO_PT(-1)	-0.022860 (0.08514) [-0.26848]	0.393501 (0.10755) [ 3.65878]	-0.113048 (0.13931) [-0.81151]
DCREDITO_PT(-2)	0.131265 (0.08374) [ 1.56761]	0.248355 (0.10577) [ 2.34806]	-0.135424 (0.13700) [-0.98849]
BALANCA_PT(-1)	-0.107986 (0.07088) [-1.52347]	-0.112134 (0.08953) [-1.25243]	0.723651 (0.11597) [ 6.24000]
BALANCA_PT(-2)	0.151439 (0.06942) [ 2.18147]	0.038675 (0.08769) [ 0.44106]	0.204475 (0.11358) [ 1.80029]
C	0.135069 (0.25457) [ 0.53057]	0.240485 (0.32156) [ 0.74787]	0.144289 (0.41651) [ 0.34643]
DUMMY_LPIB_PT	-0.019860 (0.00717) [-2.76902]	0.003384 (0.00906) [ 0.37350]	-0.002600 (0.01173) [-0.22154]
R-squared	0.967150	0.744028	0.955895
Adj. R-squared	0.963956	0.719141	0.951607
Sum sq. resids	0.003327	0.005309	0.008906
S.E. equation	0.006798	0.008587	0.011122
F-statistic	302.8247	29.89720	222.9228
Log likelihood	289.9907	271.3026	250.6055
Akaike AIC	-7.049768	-6.582565	-6.065138
Schwarz SC	-6.811565	-6.344362	-5.826935
Mean dependent	10.74499	0.010764	-0.056864
S.D. dependent	0.035806	0.016203	0.050558
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.77E-13	
Determinant resid covariance		2.75E-13	
Log likelihood		816.3256	
Akaike information criterion		-19.80814	
Schwarz criterion		-19.09353	
Number of coefficients		24	

**Tabela A21: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.330541	1.456768	1	0.2274
2	0.424426	2.401827	1	0.1212
3	-0.010829	0.001564	1	0.9685
Joint		3.860159	3	0.2770

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.011943	0.000475	1	0.9826
2	3.189424	0.119605	1	0.7295
3	2.288380	1.688012	1	0.1939
Joint		1.808093	3	0.6132

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.457243	2	0.4826
2	2.521433	2	0.2835
3	1.689576	2	0.4296
Joint	5.668252	6	0.4614

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A22: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM**

	RES_LPIB_PT	RES_DCREDITO_PT	RES_BALANCA_PT
Mean	1.04E-15	2.27E-17	2.67E-16
Median	-0.000149	-0.000170	8.81E-05
Maximum	0.015606	0.025625	0.024982
Minimum	-0.016485	-0.015479	-0.024098
Std. Dev.	0.006490	0.008197	0.010618
Skewness	-0.330541	0.449197	0.033116
Kurtosis	3.011943	3.545464	2.375793
Jarque-Bera	1.457243	3.682149	1.313403
Probability	0.482574	0.158647	0.518559
Sum	8.35E-14	1.78E-15	2.13E-14
Sum Sq. Dev.	0.003327	0.005309	0.008906
Observations	80	80	80

**Tabela A23: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Null hypothesis:  
No serial correlation at  
lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.57342	9	0.2384	1.303666	(9, 163.2)	0.2386
2	17.30752	9	0.0441	1.983884	(9, 163.2)	0.0442
3	7.653324	9	0.5694	0.851922	(9, 163.2)	0.5696
4	6.037183	9	0.7362	0.668751	(9, 163.2)	0.7363

Null hypothesis:  
No serial correlation at  
lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.57342	9	0.2384	1.303666	(9, 163.2)	0.2386
2	23.91876	18	0.1577	1.356532	(18, 181.5)	0.1584
3	37.53176	27	0.0856	1.435447	(27, 178.8)	0.0868
4	40.97154	36	0.2615	1.156556	(36, 172.1)	0.2660

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**Tabela A24: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
86.22892	78	0.2451

Individual components:

Dependent	R-squared	F(13,66)	Prob.	Chi-sq(13)	Prob.
res1*res1	0.189405	1.186282	0.3090	15.15239	0.2979
res2*res2	0.239267	1.596804	0.1086	19.14137	0.1188
res3*res3	0.071560	0.391307	0.9680	5.724810	0.9556
res2*res1	0.182710	1.134975	0.3471	14.61679	0.3319
res3*res1	0.213607	1.379041	0.1933	17.08858	0.1953
res3*res2	0.085451	0.474361	0.9315	6.836049	0.9104

**Tabela A25: Covariância entre resíduos e variáveis VAR VECM**

	LPIB_PT	DCREDITO_PT	BALANCA_PT	RES_LPIB_PT	RES_DCREDITO_PT	RES_BALANCA_PT
LPIB_PT	0,001266	-0,000104	8,36E-05	4,16E-05	1,46E-05	-1,17E-05
DCREDITO_PT	-0,000104	0,000259	-0,000604	1,46E-05	6,64E-05	-6,45E-06
BALANCA_PT	8,36E-05	-0,000604	0,002524	-1,17E-05	-6,45E-06	0,000111
RES_LPIB_PT	4,16E-05	1,46E-05	-1,17E-05	4,16E-05	1,46E-05	-1,17E-05
RES_DCREDITO_PT	1,46E-05	6,64E-05	-6,45E-06	1,46E-05	6,64E-05	-6,45E-06
RES_BALANCA_PT	-1,17E-05	-6,45E-06	0,000111	-1,17E-05	-6,45E-06	0,000111

**Tabela A26: Teste de cointegração de Johansen VAR VECM**

Sample: 1 83

Included observations: 79

Series: LPIB\_PT DCREDITO\_PT BALANCA\_PT

Exogenous series: DUMMY\_LPIB\_PT

Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series

Lags interval: 1 to 2

Selected  
(0.05 level\*)  
Number of  
Cointegrating  
Relations by  
Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information  
Criteria by Rank  
and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend

Log  
Likelihood by Rank  
(rows) and Model  
(columns)

0	801.0046	801.0046	807.0501	807.0501	807.9409
1	808.5864	808.6220	813.9865	818.4536	818.9375
2	813.7053	814.3613	815.9964	820.7779	821.2496
3	815.2583	816.1230	816.1230	822.5185	822.5185

Akaike  
Information  
Criteria by Rank  
(rows) and Model  
(columns)

0	-19.82290	-19.82290	-19.90000	-19.90000	-19.84660
1	-19.86295	-19.83853	-19.92371	-20.01148*	-19.97310
2	-19.84064	-19.80661	-19.82269	-19.89311	-19.87974
3	-19.72806	-19.67400	-19.67400	-19.75996	-19.75996

Schwarz  
Criteria by Rank  
(rows) and Model  
(columns)

0	-19.28303*	-19.28303*	-19.27015	-19.27015	-19.12677
1	-19.14311	-19.08871	-19.11390	-19.17168	-19.07331
2	-18.94085	-18.84684	-18.83293	-18.84336	-18.79999
3	-18.64831	-18.50427	-18.50427	-18.50026	-18.50026

## *Portugal: Divida Governamental*

**Tabela A27: Seleção de defasamentos VAR Ciclos**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: CPIB\_PT CCREDITO\_PT

Exogenous variables: C CBALANCA\_PT DUMMY\_CCREDITO\_PT

Sample: 1 83

Included observations: 77

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	418.4989	NA	7.62e-08	-10.71426	-10.53162	-10.64121
1	486.8336	127.7947	1.43e-08	-12.38529	-12.08090*	-12.26353
2	492.9203	11.06680*	1.36e-08*	-12.43949*	-12.01334	-12.26903*
3	493.8895	1.711807	1.47e-08	-12.36077	-11.81286	-12.14161
4	495.4309	2.642485	1.57e-08	-12.29691	-11.62725	-12.02905
5	498.5893	5.250232	1.61e-08	-12.27505	-11.48363	-11.95849
6	500.2818	2.725607	1.72e-08	-12.21511	-11.30194	-11.84985

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

## Tabela A28: VAR Ciclos

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 3 83

Included observations: 81 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	CPIB_PT	CCREDITO_PT
CPIB_PT(-1)	1.001581 (0.10833) [ 9.24532]	-1.209128 (0.30955) [-3.90609]
CPIB_PT(-2)	-0.118816 (0.11915) [-0.99723]	0.251727 (0.34045) [ 0.73940]
CCREDITO_PT(-1)	-0.060667 (0.03641) [-1.66612]	0.476954 (0.10404) [ 4.58420]
CCREDITO_PT(-2)	0.102601 (0.03377) [ 3.03845]	-0.075611 (0.09649) [-0.78365]
C	0.000253 (0.00069) [ 0.36808]	0.000504 (0.00196) [ 0.25634]
CBALANCA_PT	-0.017872 (0.08063) [-0.22165]	-0.136995 (0.23040) [-0.59460]
DUMMY_CCREDITO_PT	-0.008356 (0.00633) [-1.31943]	-0.075569 (0.01810) [-4.17583]
R-squared	0.787458	0.685443
Adj. R-squared	0.770225	0.659939
Sum sq. resids	0.002786	0.022750
S.E. equation	0.006136	0.017534
F-statistic	45.69455	26.87527
Log likelihood	301.3017	216.2599
Akaike AIC	-7.266709	-5.166910
Schwarz SC	-7.059781	-4.959982
Mean dependent	0.000392	-0.000802
S.D. dependent	0.012802	0.030068
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.12E-08
Determinant resid covariance		9.39E-09
Log likelihood		518.7287
Akaike information criterion		-12.46244
Schwarz criterion		-12.04858
Number of coefficients		14



**Tabela A29: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 81

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.084972	0.097474	1	0.7549
2	0.216097	0.630421	1	0.4272
Joint		0.727894	2	0.6949

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.589974	1.174733	1	0.2784
2	2.860688	0.065501	1	0.7980
Joint		1.240234	2	0.5379

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.272206	2	0.5294
2	0.695922	2	0.7061
Joint	1.968128	4	0.7416

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A30: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos**

	RES_CPIB_PT	RES_CCREDITO_PT
Mean	6.69E-19	-8.52E-20
Median	0.000200	-0.001232
Maximum	0.014517	0.045925
Minimum	-0.017460	-0.039448
Std. Dev.	0.005902	0.016864
Skewness	-0.084972	0.362946
Kurtosis	3.589974	2.829572
Jarque-Bera	1.272206	1.876383
Probability	0.529351	0.391335
Sum	3.21E-17	-3.47E-18
Sum Sq. Dev.	0.002786	0.022750
Observations	81	81

### Tabela A31: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 81

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.245091	4	0.6908	0.561746	(4, 142.0)	0.6908
2	2.070708	4	0.7228	0.517797	(4, 142.0)	0.7228
3	5.816766	4	0.2133	1.473794	(4, 142.0)	0.2133
4	1.616354	4	0.8058	0.403539	(4, 142.0)	0.8059

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.245091	4	0.6908	0.561746	(4, 142.0)	0.6908
2	3.783017	8	0.8762	0.469080	(8, 138.0)	0.8762
3	9.373118	12	0.6708	0.778965	(12, 134.0)	0.6712
4	11.50217	16	0.7775	0.711609	(16, 130.0)	0.7782

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A32: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 81

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
33.60096	33	0.4382

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(11,69)	Prob.	Chi-sq(11)	Prob.
res1*res1	0.121008	0.863549	0.5790	9.801675	0.5483
res2*res2	0.168187	1.268304	0.2613	13.62316	0.2546
res2*res1	0.101089	0.705412	0.7292	8.188199	0.6964

**Tabela A33: Covariância entre resíduos e variáveis VAR Ciclos**

	CPIB_PT	CCREDITO_PT	RES_CPIB_PT	RES_CCREDITO_PT
CPIB_PT	0,000162	-0,000241	3,44E-05	-1,66E-05
CCREDITO_PT	-0,000241	0,0008929	-1,66E-05	0,000281
RES_CPIB_PT	3,44E-05	-1,66E-05	3,44E-05	-1,66E-05
RES_CCREDITO_PT	-1,66E-05	0,000281	-1,66E-05	0,000281

**Tabela A34: Causalidade à Granger VAR Ciclos**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1 83

Included observations: 81

Dependent variable: CPIB\_PT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CCREDITO_PT	9.352463	2	0.0093
All	9.352463	2	0.0093

Dependent variable: CCREDITO\_PT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CPIB_PT	24.23246	2	0.0000
All	24.23246	2	0.0000

**Tabela A35: Decomposição da variância VAR Ciclos**

Variance Decomposition of CPIB_PT:			
Period	S.E.	CPIB_PT	CCREDITO_PT
1	0.006136	97.15932	2.840684
2	0.008875	93.04508	6.954916
3	0.010626	94.63076	5.369236
4	0.011700	95.55827	4.441733
5	0.012328	95.71836	4.281639
6	0.012669	95.48981	4.510185
7	0.012840	95.16016	4.839842
8	0.012917	94.87464	5.125356
9	0.012949	94.67835	5.321647
10	0.012961	94.56420	5.435797
11	0.012965	94.50728	5.492720
12	0.012966	94.48335	5.516652

Variance Decomposition of CCREDITO_PT:			
Period	S.E.	CPIB_PT	CCREDITO_PT
1	0.017534	0.000000	100.0000
2	0.021292	11.79853	88.20147
3	0.023881	24.51319	75.48681
4	0.025753	34.28210	65.71790
5	0.027036	40.35444	59.64556
6	0.027843	43.68644	56.31356
7	0.028307	45.31731	54.68269
8	0.028549	46.01257	53.98743
9	0.028664	46.25274	53.74726
10	0.028713	46.30479	53.69521
11	0.028732	46.29779	53.70221
12	0.028739	46.28311	53.71689

Cholesky Ordering: CCREDITO\_PT CPIB\_PT

### Tabela A36: Seleção de defasamentos VAR Diferenças

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DPIB\_PT DCREDITO\_PT DBALANCA\_PT

Exogenous variables: C

Sample: 1 83

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	671.9110	NA	4.55e-12	-17.60292	-17.51092	-17.56615
1	693.1901	40.31827*	3.29e-12*	-17.92605*	-17.55804*	-17.77898*
2	700.9173	14.03102	3.41e-12	-17.89256	-17.24854	-17.63518
3	704.1353	5.589072	3.98e-12	-17.74040	-16.82038	-17.37271
4	707.1268	4.959690	4.69e-12	-17.58228	-16.38625	-17.10429
5	710.0331	4.588907	5.55e-12	-17.42192	-15.94988	-16.83363
6	717.8612	11.74218	5.81e-12	-17.39109	-15.64304	-16.69248

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Tabela A37: VAR Diferenças

Vector Autoregression Estimates  
 Sample (adjusted): 3 83  
 Included observations: 81 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DPIB_PT	DCREDIT O_PT	DBALANC A_PT
DPIB_PT(-1)	0.272761 (0.10216) [ 2.67002]	-1.512741 (0.29461) [-5.13480]	-0.343352 (0.15874) [-2.16294]
DCREDITO_PT(-1)	-0.080951 (0.03216) [-2.51681]	-0.143490 (0.09276) [-1.54696]	0.090711 (0.04998) [ 1.81494]
DBALANCA_PT(-1)	-0.084189 (0.07284) [-1.15582]	-0.201002 (0.21006) [-0.95689]	-0.250413 (0.11319) [-2.21240]
C	0.003347 (0.00101) [ 3.32314]	0.023850 (0.00290) [ 8.21089]	0.000389 (0.00157) [ 0.24885]
DUMMY_DCREDITO_ PT	-0.011626 (0.00721) [-1.61211]	-0.079036 (0.02080) [-3.80040]	0.015258 (0.01121) [ 1.36157]
DUMMY2_DCREDITO _PT	-0.009052 (0.00717) [-1.26217]	0.071498 (0.02068) [ 3.45707]	-0.014642 (0.01114) [-1.31389]
R-squared	0.273417	0.384759	0.189349
Adj. R-squared	0.224978	0.343743	0.135306
Sum sq. resids	0.003547	0.029495	0.008564
S.E. equation	0.006877	0.019831	0.010686
F-statistic	5.644579	9.380701	3.503651
Log likelihood	291.5337	205.7443	255.8306
Akaike AIC	-7.050214	-4.931958	-6.168656
Schwarz SC	-6.872847	-4.754592	-5.991290
Mean dependent	0.002196	0.017532	0.000980
S.D. dependent	0.007811	0.024480	0.011491
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.92E-12	
Determinant resid covariance		1.52E-12	
Log likelihood		757.2127	
Akaike information criterion		-18.25217	
Schwarz criterion		-17.72007	
Number of coefficients		18	

**Tabela A38: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 81

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.243809	0.802475	1	0.3704
2	-0.452002	2.758130	1	0.0968
3	0.155388	0.325962	1	0.5680
Joint		3.886567	3	0.2740

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.102930	0.035757	1	0.8500
2	3.335089	0.378960	1	0.5382
3	2.297545	1.665369	1	0.1969
Joint		2.080085	3	0.5560

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.838232	2	0.6576
2	3.137089	2	0.2083
3	1.991331	2	0.3695
Joint	5.966652	6	0.4269

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A39: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças**

	RES_DPIB_PT	RES_DCREDITO_PT	RES_DBALANCA_PT
Mean	2.14E-19	1.66E-19	2.14E-19
Median	0.000000	-6.94E-18	0.000000
Maximum	0.015588	0.044508	0.023576
Minimum	-0.019560	-0.055928	-0.022647
Std. Dev.	0.006658	0.019201	0.010346
Skewness	-0.243809	-0.273337	0.097320
Kurtosis	3.102930	2.995194	2.440110
Jarque-Bera	0.838232	1.008707	1.185846
Probability	0.657628	0.603896	0.552709
Sum	8.67E-18	3.82E-17	8.67E-18
Sum Sq. Dev.	0.003547	0.029495	0.008564
Observations	81	81	81

### Tabela A40: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 81

Null hypothesis: No  
serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	9.775467	9	0.3690	1.094779	(9, 170.5)	0.3691
2	7.822909	9	0.5521	0.871165	(9, 170.5)	0.5522
3	5.094073	9	0.8260	0.562822	(9, 170.5)	0.8261
4	5.909496	9	0.7489	0.654454	(9, 170.5)	0.7490

Null hypothesis: No  
serial correlation at lags 1  
to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	9.775467	9	0.3690	1.094779	(9, 170.5)	0.3691
2	14.02031	18	0.7278	0.774534	(18, 190.0)	0.7283
3	20.45455	27	0.8111	0.747819	(27, 187.6)	0.8123
4	25.21637	36	0.9107	0.682872	(36, 181.0)	0.9121

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A41: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 81

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
50.71506	48	0.3670

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,72)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.156075	1.664453	0.1221	12.64206	0.1248
res2*res2	0.100227	1.002523	0.4419	8.118390	0.4220
res3*res3	0.118465	1.209466	0.3059	9.595678	0.2946
res2*res1	0.115700	1.177540	0.3246	9.371690	0.3119
res3*res1	0.106125	1.068521	0.3947	8.596119	0.3775
res3*res2	0.180348	1.980265	0.0611	14.60816	0.0672



**Tabela A42: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças**

	RES_DPIB_PT	RES_DCREDITO_PT	RES_DBALANCA_PT
Mean	2.14E-19	1.66E-19	2.14E-19
Median	0.000000	-6.94E-18	0.000000
Maximum	0.015588	0.044508	0.023576
Minimum	-0.019560	-0.055928	-0.022647
Std. Dev.	0.006658	0.019201	0.010346
Skewness	-0.243809	-0.273337	0.097320
Kurtosis	3.102930	2.995194	2.440110
Jarque-Bera	0.838232	1.008707	1.185846
Probability	0.657628	0.603896	0.552709
Sum	8.67E-18	3.82E-17	8.67E-18
Sum Sq. Dev.	0.003547	0.029495	0.008564
Observations	81	81	81

**Tabela A43: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Diferenças**

	DPIB_PT	DCREDITO_PT	DBALANCA_PT	RES_DPIB_PT	RES_DCREDITO_PT	RES_DBALANCA_PT
DPIB_PT	6,03E-05	-3,50E-05	-1,84E-05	4,38E-05	-2,57E-05	-1,00E-05
DCREDITO_PT	-3,50E-05	0,000592	4,17E-05	-2,57E-05	0,000364	4,22E-05
DBALANCA_PT	-1,84E-05	4,17E-05	0,000130	-1,00E-05	4,22E-05	0,000106
RES_DPIB_PT	4,38E-05	-2,57E-05	-1,00E-05	4,38E-05	-2,57E-05	-1,00E-05
RES_DCREDITO_PT	-2,57E-05	0,000364	4,22E-05	-2,57E-05	0,000364	4,22E-05
RES_DBALANCA_PT	-1,00E-05	4,22E-05	0,000106	-1,00E-05	4,22E-05	0,000106

### Tabela A44: Causalidade à Granger VAR Diferenças

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1 83

Included observations: 81

---

---

Dependent variable: DPIB\_PT

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCREDITO_PT	6.334350	1	0.0118
DBALANCA_PT	1.335931	1	0.2478
All	8.512506	2	0.0142

---

---

Dependent variable: DCREDITO\_PT

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_PT	26.36617	1	0.0000
DBALANCA_PT	0.915637	1	0.3386
All	26.37074	2	0.0000

---

---

Dependent variable: DBALANCA\_PT

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_PT	4.678309	1	0.0305
DCREDITO_PT	3.293990	1	0.0695
All	9.344949	2	0.0093

---

---

**Tabela A45: Decomposição da variância VAR Diferenças**

Variance Decomposition of DPIB_PT:				
Period	S.E.	DPIB_PT	DCREDITO_PT	DBALANCA_PT
1	0.006877	95.87194	4.128055	0.000000
2	0.007519	86.79237	11.85834	1.349289
3	0.007696	86.66129	12.01319	1.325519
4	0.007734	86.39382	12.22880	1.377374
5	0.007744	86.36396	12.26223	1.373811
6	0.007746	86.35315	12.27212	1.374724
7	0.007747	86.35066	12.27479	1.374556
8	0.007747	86.35007	12.27538	1.374553
9	0.007747	86.34990	12.27555	1.374547
10	0.007747	86.34986	12.27559	1.374546
11	0.007747	86.34985	12.27560	1.374546
12	0.007747	86.34985	12.27560	1.374546

Variance Decomposition of DCREDITO_PT:				
Period	S.E.	DPIB_PT	DCREDITO_PT	DBALANCA_PT
1	0.019831	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.022320	19.90394	79.22331	0.872752
3	0.022666	19.53114	78.72896	1.739898
4	0.022761	20.06918	78.11457	1.816250
5	0.022777	20.09819	78.05637	1.845439
6	0.022782	20.11906	78.03524	1.845700
7	0.022783	20.12300	78.03091	1.846096
8	0.022783	20.12406	78.02988	1.846057
9	0.022783	20.12435	78.02959	1.846056
10	0.022783	20.12442	78.02953	1.846055
11	0.022783	20.12444	78.02951	1.846054
12	0.022783	20.12444	78.02950	1.846054

Variance Decomposition of DBALANCA_PT:				
Period	S.E.	DPIB_PT	DCREDITO_PT	DBALANCA_PT
1	0.010686	1.121477	4.624833	94.25369
2	0.011311	4.216781	6.394467	89.38875
3	0.011388	5.024146	6.343592	88.63226
4	0.011403	5.105566	6.483581	88.41085
5	0.011407	5.165338	6.484509	88.35015
6	0.011407	5.171614	6.490340	88.33805
7	0.011408	5.174805	6.490800	88.33440
8	0.011408	5.175336	6.491050	88.33361
9	0.011408	5.175510	6.491097	88.33339
10	0.011408	5.175549	6.491111	88.33334
11	0.011408	5.175560	6.491114	88.33333
12	0.011408	5.175562	6.491115	88.33332

Cholesky Ordering: DCREDITO\_PT DPIB\_PT DBALANCA\_PT

### Tabela A46: Seleção de defasamentos VAR VECM

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LPIB\_PT LCREDITO\_PT BALANCA\_PT

Exogenous variables: C DUMMY\_LPIB\_PT DUMMY\_LCREDITO\_PT

Sample: 1 83

Included observations: 77

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	294.4037	NA	1.21e-07	-7.413084	-7.139132	-7.303506
1	704.7747	756.7881	3.60e-12	-17.83830	-17.29040*	-17.61915
2	721.9481	30.33216	2.92e-12	-18.05060	-17.22875	-17.72186*
3	733.1364	18.88941*	2.77e-12*	-18.10744*	-17.01163	-17.66913
4	736.2872	5.073964	3.24e-12	-17.95551	-16.58575	-17.40762
5	740.3362	6.205023	3.73e-12	-17.82691	-16.18321	-17.16945
6	745.9595	8.179341	4.14e-12	-17.73921	-15.82155	-16.97216

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Tabela A47: VAR VECM**

Vector Autoregression Estimates  
 Sample (adjusted): 4 83  
 Included observations: 80 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT
LPIB_PT(-1)	1.069984 (0.11272) [ 9.49278]	-1.518384 (0.35723) [-4.25047]	-0.266970 (0.19174) [-1.39238]
LPIB_PT(-2)	0.061997 (0.16757) [ 0.36999]	0.530257 (0.53106) [ 0.99849]	0.046813 (0.28504) [ 0.16423]
LPIB_PT(-3)	-0.160955 (0.11041) [-1.45779]	1.013840 (0.34992) [ 2.89734]	0.176589 (0.18782) [ 0.94023]
LCREDITO_PT(-1)	-0.056666 (0.03322) [-1.70564]	0.703249 (0.10529) [ 6.67906]	0.077941 (0.05651) [ 1.37914]
LCREDITO_PT(-2)	0.078694 (0.04175) [ 1.88486]	0.102764 (0.13232) [ 0.77664]	-0.088746 (0.07102) [-1.24959]
LCREDITO_PT(-3)	-0.022121 (0.03320) [-0.66630]	0.177531 (0.10522) [ 1.68727]	0.022480 (0.05647) [ 0.39806]
BALANCA_PT(-1)	-0.105310 (0.07256) [-1.45140]	-0.132612 (0.22996) [-0.57668]	0.667536 (0.12343) [ 5.40841]
BALANCA_PT(-2)	-0.013823 (0.08623) [-0.16030]	-0.184724 (0.27329) [-0.67592]	0.328972 (0.14668) [ 2.24271]
BALANCA_PT(-3)	0.137540 (0.07069) [ 1.94575]	0.382185 (0.22403) [ 1.70596]	-0.092511 (0.12024) [-0.76936]
C	0.316287 (0.30400) [ 1.04041]	-0.043839 (0.96347) [-0.04550]	0.324717 (0.51713) [ 0.62792]
DUMMY_LPIB_PT	-0.021573 (0.00690) [-3.12626]	-0.000129 (0.02187) [-0.00590]	-0.002098 (0.01174) [-0.17873]
DUMMY_LCREDITO_PT	-0.011888 (0.00677) [-1.75714]	-0.077905 (0.02144) [-3.63343]	0.014767 (0.01151) [ 1.28316]
R-squared	0.972398	0.998282	0.959939
Adj. R-squared	0.967933	0.998004	0.953459

Sum sq. resids	0.002796	0.028081	0.008090
S.E. equation	0.006412	0.020321	0.010907
F-statistic	217.7800	3591.756	148.1292
Log likelihood	296.9532	204.6728	254.4527
Akaike AIC	-7.123831	-4.816819	-6.061319
Schwarz SC	-6.766527	-4.459515	-5.704015
Mean dependent	10.74499	11.91472	-0.056864
S.D. dependent	0.035806	0.454841	0.050558
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.82E-12		
Determinant resid covariance	1.12E-12		
Log likelihood	760.1767		
Akaike information criterion	-18.10442		
Schwarz criterion	-17.03250		
Number of coefficients	36		

**Tabela A48: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.070006	0.065345	1	0.7982
2	-0.117966	0.185545	1	0.6667
3	-0.000155	3.19E-07	1	0.9995
Joint		0.250890	3	0.9690

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.738272	0.228339	1	0.6328
2	3.081378	0.022074	1	0.8819
3	2.478296	0.907250	1	0.3408
Joint		1.157663	3	0.7632

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.293683	2	0.8634
2	0.207619	2	0.9014
3	0.907250	2	0.6353
Joint	1.408553	6	0.9653

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela 49: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM**

	RES_LPIB_PT	RES_LCREDITO_PT	RES_BALANCA_PT
Mean	-1.33E-16	-4.44E-16	-3.20E-16
Median	0.000153	-8.62E-06	-0.000959
Maximum	0.015245	0.053479	0.019063
Minimum	-0.013237	-0.046065	-0.023741
Std. Dev.	0.005949	0.018853	0.010119
Skewness	-0.070006	0.135866	0.020886
Kurtosis	2.738272	2.849285	2.423920
Jarque-Bera	0.293683	0.321845	1.112042
Probability	0.863431	0.851358	0.573486
Sum	-1.07E-14	-3.55E-14	-2.55E-14
Sum Sq. Dev.	0.002796	0.028081	0.008090
Observations	80	80	80

**Tabela A50: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Null hypothesis: No  
serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.323554	9	0.8052	0.588236	(9, 153.5)	0.8053
2	4.548236	9	0.8718	0.501319	(9, 153.5)	0.8718
3	7.618750	9	0.5730	0.848067	(9, 153.5)	0.5731
4	6.885006	9	0.6491	0.764589	(9, 153.5)	0.6492

Null hypothesis: No  
serial correlation at lags 1  
to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.323554	9	0.8052	0.588236	(9, 153.5)	0.8053
2	13.06614	18	0.7876	0.719359	(18, 170.2)	0.7882
3	32.71993	27	0.2065	1.236742	(27, 167.1)	0.2087
4	39.55308	36	0.3143	1.112873	(36, 160.3)	0.3197

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A51: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
145.3889	120	0.0573			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(20,59)	Prob.	Chi-sq(20)	Prob.
res1*res1	0.355023	1.623810	0.0771	28.40188	0.1002
res2*res2	0.350552	1.592316	0.0857	28.04413	0.1084
res3*res3	0.164480	0.580737	0.9108	13.15843	0.8705
res2*res1	0.448857	2.402512	0.0049	35.90855	0.0158
res3*res1	0.275723	1.123028	0.3526	22.05785	0.3374
res3*res2	0.259889	1.035887	0.4379	20.79110	0.4095

### Tabela A52: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR VECM

	LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT	RES_LPIB_PT	RES_LCREDITO_PT	RES_BALANCA_PT
LPIB_PT	0,001266	0,006956	8,36E-05	3,49E-05	-3,03E-05	-4,65E-06
LCREDITO_PT	0,006956	0,204295	0,018657	-3,03E-05	0,000351	2,84E-05
BALANCA_PT	8,36E-05	0,018657	0,002524	-4,65E-06	2,84E-05	0,000101
RES_LPIB_PT	3,49E-05	-3,03E-05	-4,65E-06	3,49E-05	-3,03E-05	-4,65E-06
RES_LCREDITO_PT	-3,03E-05	0,000351	2,84E-05	-3,03E-05	0,000351	2,84E-05
RES_BALANCA_PT	-4,65E-06	2,84E-05	0,000101	-4,65E-06	2,84E-05	0,000101



### Tabela A53: Teste de cointegração de Johansen VAR VECM

Sample (adjusted): 5 83  
 Included observations: 79 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: LPIB\_PT LCREDITO\_PT BALANCA\_PT  
 Exogenous series: DUMMY\_LPIB\_PT DUMMY\_LCREDITO\_PT  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.451087	55.95622	35.19275	0.0001
At most 1	0.058744	8.570781	20.26184	0.7755
At most 2	0.046819	3.788119	9.164546	0.4446

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.451087	47.38544	22.29962	0.0000
At most 1	0.058744	4.782662	15.89210	0.9063
At most 2	0.046819	3.788119	9.164546	0.4446

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=l):

LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT	C
-1.130430	-0.993145	4.912955	26.76015
18.11424	-5.040978	48.67255	-131.8449
32.20723	-3.512295	11.44769	-303.6261

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LPIB_PT)	D(LCREDITO_PT)	D(BALANCA_PT)	C
0.001024	0.015006	0.000660	-0.001142
0.001506	0.001563	-0.000641	0.001771
0.001563		-0.002252	-0.000782

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 748.6684

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT	C
1.000000	0.878555 (0.49893)	-4.346095 (4.58465)	-23.67255 (6.23850)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LPIB_PT)	-0.001157 (0.00083)
D(LCREDITO_PT)	-0.016963 (0.00258)
D(BALANCA_PT)	-0.001767 (0.00140)

2 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	751.0597
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT	C
1.000000	0.000000	0.995114 (0.75692)	-11.22224 (0.09192)
0.000000	1.000000	-6.079538 (2.26867)	-14.17134 (0.27552)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LPIB_PT)	0.010789 (0.01332)	-0.004341 (0.00377)
D(LCREDITO_PT)	-0.028581 (0.04134)	-0.011670 (0.01170)
D(BALANCA_PT)	-0.042561 (0.02187)	0.009800 (0.00619)

### Tabela A54: VECM

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 4 83

Included observations: 80 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LPIB_PT(-1)	1.000000		
LCREDITO_PT(-1)	0.848212 (0.40857) [ 2.07607]		
BALANCA_PT(-1)	-5.250266 (3.77705) [-1.39004]		
C	-22.66852 (5.07408) [-4.46751]		
Error Correction:	D(LPIB_PT)	D(LCREDITO_PT)	D(BALANCA_PT)
CointEq1	-0.001832 (0.00090) [-2.03394]	-0.021063 (0.00281) [-7.50404]	-0.000443 (0.00142) [-0.31086]
D(LPIB_PT(-1))	0.187817 (0.11693) [ 1.60619]	-1.496626 (0.36450) [-4.10596]	-0.285448 (0.18494) [-1.54348]

D(LPIB_PT(-2))	0.112144 (0.11582) [ 0.96830]	-1.016756 (0.36102) [-2.81636]	-0.223031 (0.18317) [-1.21762]
D(LCREDITO_PT(-1))	-0.075719 (0.03486) [-2.17212]	-0.276163 (0.10866) [-2.54146]	0.081181 (0.05513) [ 1.47247]
D(LCREDITO_PT(-2))	0.020133 (0.03509) [ 0.57381]	-0.199828 (0.10937) [-1.82702]	-0.004679 (0.05549) [-0.08431]
D(BALANCA_PT(-1))	-0.152598 (0.07437) [-2.05200]	-0.417861 (0.23181) [-1.80260]	-0.251255 (0.11761) [-2.13627]
D(BALANCA_PT(-2))	-0.101655 (0.07454) [-1.36379]	-0.440765 (0.23235) [-1.89699]	0.073559 (0.11789) [ 0.62398]
R-squared	0.283500	0.291259	0.168113
Adj. R-squared	0.224609	0.233006	0.099738
Sum sq. resids	0.003491	0.033918	0.008731
S.E. equation	0.006915	0.021555	0.010937
F-statistic	4.814019	4.999921	2.458709
Log likelihood	288.0718	197.1179	251.3989
Akaike AIC	-7.026796	-4.752947	-6.109973
Schwarz SC	-6.818369	-4.544520	-5.901546
Mean dependent	0.002158	0.017646	0.001082
S.D. dependent	0.007853	0.024613	0.011526
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.53E-12	
Determinant resid covariance		1.92E-12	
Log likelihood		738.5072	
Akaike information criterion		-17.83768	
Schwarz criterion		-17.09330	
Number of coefficients		25	

**Tabela A55: Teste de normalidade dos resíduos VECM**

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.309274	1.275339	1	0.2588
2	-0.503618	3.381751	1	0.0659
3	0.080681	0.086793	1	0.7683
Joint		4.743883	3	0.1915

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.072446	0.017495	1	0.8948
2	4.295073	5.590711	1	0.0181
3	2.243807	1.906091	1	0.1674
Joint		7.514297	3	0.0572

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.292834	2	0.5239
2	8.972462	2	0.0113
3	1.992884	2	0.3692
Joint	12.25818	6	0.0565

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A56: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VECM**

	RES_VECM_BALANCA_PT	RES_VECM_CREDITO_PT	RES_VECM_PIB_PT
Mean	0.000310	0.000115	-8.73E-05
Median	-0.000612	0.001648	6.76E-05
Maximum	0.020848	0.051699	0.014698
Minimum	-0.023281	-0.069490	-0.020066
Std. Dev.	0.010508	0.020720	0.006647
Skewness	0.065549	-0.273934	-0.309274
Kurtosis	2.304530	3.589431	3.072446
Jarque-Bera	1.669551	2.158623	1.292834
Probability	0.433972	0.339829	0.523920
Sum	0.024787	0.009181	-0.006984
Sum Sq. Dev.	0.008724	0.033917	0.003490
Observations	80	80	80

### Tabela A57 Teste LM de autocorrelação dos resíduos VECM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.811980	9	0.9233	0.419498	(9, 165.6)	0.9234
2	7.704595	9	0.5642	0.857739	(9, 165.6)	0.5643
3	3.166182	9	0.9573	0.347763	(9, 165.6)	0.9574

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.811980	9	0.9233	0.419498	(9, 165.6)	0.9234
2	10.00203	18	0.9318	0.546646	(18, 184.3)	0.9320
3	17.61099	27	0.9150	0.638803	(27, 181.7)	0.9156

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A58: Teste de homocedasticidade dos resíduos VECM

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
103.1503	84	0.0766

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(14,65)	Prob.	Chi-sq(14)	Prob.
res1*res1	0.260071	1.631877	0.0940	20.80569	0.1067
res2*res2	0.341521	2.408023	0.0088	27.32167	0.0175
res3*res3	0.161938	0.897132	0.5656	12.95501	0.5301
res2*res1	0.196225	1.133454	0.3474	15.69797	0.3322
res3*res1	0.179390	1.014958	0.4501	14.35124	0.4239
res3*res2	0.308593	2.072229	0.0252	24.68744	0.0378

**Tabela A59: Covariância entre os resíduos e as variáveis VECM**

	LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT	RES_VECM_PIB_PT	RES_VECM_CREDITO_PT	RES_VECM_BALANCA_PT
LPIB_PT	0,001266	0,006956	8,36E-05	8,38E-06	2,25E-05	2,61E-05
LCREDITO_PT	0,006956	0,204295	0,018657	0,000212	0,000103	0,000440
BALANCA_PT	8,36E-05	0,018656721	0,002524	4,95E-05	-5,91E-05	9,42E-05
RES_VECM_PIB_PT	8,38E-06	0,000211831	4,95E-05	4,36E-05	-2,46E-05	-7,19E-06
RES_VECM_CREDITO_PT	2,25E-05	0,000102796	-5,91E-05	-2,46E-05	0,000424	1,70E-05
RES_VECM_BALANCA_PT	2,61E-05	0,000439736	9,42E-05	-7,19E-06	1,70E-05	0,000109

**Tabela A60: Sistema de *p-values* dos coeficientes VECM**

System: UNTITLED  
 Estimation Method: Least Squares  
 Sample: 4 83  
 Included observations: 80  
 Total system (balanced) observations 240

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.001832	0.000900	-2.033941	0.0432
C(2)	0.187817	0.116933	1.606189	0.1097
C(3)	0.112144	0.115816	0.968295	0.3340
C(4)	-0.075719	0.034860	-2.172121	0.0309
C(5)	0.020133	0.035087	0.573806	0.5667
C(6)	-0.152598	0.074366	-2.052000	0.0414
C(7)	-0.101655	0.074539	-1.363790	0.1740
Determinant residual covariance		1.92E-12		

$$\begin{aligned} \text{Equation: } D(\text{LPIB\_PT}) = & C(1) * (\text{LPIB\_PT}(-1) + 0.848212351991 \\ & * \text{LCREDITO\_PT}(-1) - 5.25026629827 * \text{BALANCA\_PT}(-1) - \\ & 22.6685212541) + C(2) * D(\text{LPIB\_PT}(-1)) + C(3) * D(\text{LPIB\_PT}(-2)) + C(4) \\ & * D(\text{LCREDITO\_PT}(-1)) + C(5) * D(\text{LCREDITO\_PT}(-2)) + C(6) \\ & * D(\text{BALANCA\_PT}(-1)) + C(7) * D(\text{BALANCA\_PT}(-2)) \end{aligned}$$

Observations: 80

R-squared	0.283500	Mean dependent var	0.002158
Adjusted R-squared	0.224609	S.D. dependent var	0.007853
S.E. of regression	0.006915	Sum squared resid	0.003491
Durbin-Watson stat	2.023610		

**Tabela A61: Causalidade à Granger VECM**

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 80

Dependent variable: D(LPIB_PT)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LCREDITO_PT)	5.721578	2	0.0572
D(BALANCA_PT)	4.912062	2	0.0858
All	9.997386	4	0.0405

Dependent variable: D(LCREDITO\_PT)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPIB_PT)	29.01537	2	0.0000
D(BALANCA_PT)	5.386788	2	0.0677
All	29.14698	4	0.0000

Dependent variable: D(BALANCA\_PT)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPIB_PT)	4.547578	2	0.1029
D(LCREDITO_PT)	2.304213	2	0.3160
All	10.68112	4	0.0304

**Tabela A62: Decomposição da variância VECM**

Variance Decomposition of LPIB_PT:				
Period	S.E.	LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT
1	0.006915	96.73605	3.263949	0.000000
2	0.011328	88.56855	9.553868	1.877578
3	0.015850	87.72179	9.399589	2.878624
4	0.020171	87.16064	9.550617	3.288739
5	0.024178	86.36901	9.777085	3.853902
6	0.027906	86.00824	9.883478	4.108283
7	0.031376	85.74684	9.960752	4.292404
8	0.034597	85.55410	10.03528	4.410617
9	0.037601	85.43046	10.09171	4.477825
10	0.040410	85.34851	10.14201	4.509480
11	0.043045	85.29629	10.18699	4.516719
12	0.045527	85.26790	10.22766	4.504442

Variance Decomposition of LCREDITO_PT:				
Period	S.E.	LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT
1	0.021555	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.029324	11.66187	87.04407	1.294056
3	0.037355	24.21211	74.44723	1.340658
4	0.044818	28.45545	70.42018	1.124374
5	0.051932	32.54909	66.46593	0.984980
6	0.058885	35.93686	63.03184	1.031307
7	0.065561	38.29584	60.45984	1.244325
8	0.071991	40.22442	58.26479	1.510787
9	0.078213	41.78256	56.39633	1.821109
10	0.084243	43.04234	54.78759	2.170069
11	0.090105	44.09460	53.36671	2.538685
12	0.095824	44.98074	52.09440	2.924859

Variance  
Decomposition of  
BALANCA\_PT:

Period	S.E.	LPIB_PT	LCREDITO_PT	BALANCA_PT
1	0.010937	0.841533	0.625527	98.53294
2	0.014175	4.123658	4.132439	91.74390
3	0.018184	10.32267	4.737446	84.93989
4	0.021766	14.62927	5.716177	79.65455
5	0.025363	17.75750	6.196471	76.04603
6	0.028682	20.25326	6.598307	73.14843
7	0.031858	22.13462	6.864401	71.00098
8	0.034842	23.60670	7.076163	69.31713
9	0.037674	24.77363	7.231038	67.99533
10	0.040358	25.71199	7.354576	66.93344
11	0.042913	26.47629	7.451103	66.07261
12	0.045353	27.10845	7.528972	65.36257

Cholesky Ordering: LCREDITO\_PT LPIB\_PT BALANCA\_PT

## ***Alemanha: Crédito para o Setor Privado***

**Tabela A63: Seleção de defasamentos VAR Ciclos**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: CPIB\_DE CDCREDITO\_DE

Exogenous variables: C CBALANCA\_DE DUMMY\_CPIB\_DE DUMMY\_CDCREDITO\_DE

Sample: 1 83

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	504.7703	NA	7.21e-09	-13.07290	-12.82756	-12.97485
1	586.7336	150.9849*	9.26e-10	-15.12457	-14.75656*	-14.97749*
2	591.8691	9.189831	9.00e-10*	-15.15445*	-14.66377	-14.95835
3	595.5996	6.479348	9.08e-10	-15.14736	-14.53401	-14.90223
4	597.9659	3.985289	9.50e-10	-15.10437	-14.36834	-14.81022
5	600.1877	3.625085	9.98e-10	-15.05757	-14.19888	-14.71440
6	605.6435	8.614421	9.65e-10	-15.09588	-14.11452	-14.70368

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

**Tabela A64: VAR Ciclos**

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 4 83

Included observations: 80 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	CPIB_DE	CDCREDITO_DE
CPIB_DE(-1)	1.023316 (0.07406) [ 13.8177]	0.093110 (0.08047) [ 1.15708]



CPIB_DE(-2)	-0.208535 (0.07447) [-2.80027]	0.017234 (0.08092) [ 0.21298]
CDCREDITO_DE(-1)	0.324976 (0.10249) [ 3.17081]	-0.130494 (0.11136) [-1.17179]
CDCREDITO_DE(-2)	-0.051726 (0.08745) [-0.59149]	-0.097797 (0.09502) [-1.02920]
C	0.000405 (0.00059) [ 0.68376]	0.000512 (0.00064) [ 0.79518]
CBALANCA_DE	0.231154 (0.07250) [ 3.18838]	-0.130425 (0.07878) [-1.65566]
DUMMY_CPIB_DE	-0.043733 (0.00554) [-7.89308]	-0.003743 (0.00602) [-0.62174]
DUMMY_CDCREDITO_DE	0.019019 (0.00551) [ 3.45115]	-0.022092 (0.00599) [-3.68923]
R-squared	0.902373	0.235062
Adj. R-squared	0.892882	0.160693
Sum sq. resids	0.001961	0.002315
S.E. equation	0.005219	0.005670
F-statistic	95.07199	3.160747
Log likelihood	311.1404	304.4982
Akaike AIC	-7.578510	-7.412455
Schwarz SC	-7.340308	-7.174252
Mean dependent	0.000529	0.000249
S.D. dependent	0.015945	0.006190
Determinant resid covariance (dof adj.)		8.34E-10
Determinant resid covariance		6.76E-10
Log likelihood		617.5699
Akaike information criterion		-15.03925
Schwarz criterion		-14.56284
Number of coefficients		16

### Tabela A65: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Sample: 1 83

Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.322914	1.390317	1	0.2384
2	-0.091512	0.111659	1	0.7383
Joint		1.501976	2	0.4719

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.406332	0.550352	1	0.4582
2	4.086763	3.936847	1	0.0472
Joint		4.487199	2	0.1061

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.940669	2	0.3790
2	4.048506	2	0.1321
Joint	5.989175	4	0.2000

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A66: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos**

	RES_CPIB_DE	RES_CDCREDITO_DE
Mean	-3.47E-19	-1.73E-19
Median	-0.000267	-0.000176
Maximum	0.015338	0.016732
Minimum	-0.011937	-0.015789
Std. Dev.	0.004982	0.005413
Skewness	0.322914	0.007582
Kurtosis	3.406332	3.715460
Jarque-Bera	1.940669	1.707045
Probability	0.378956	0.425912
Sum	-2.17E-17	-6.94E-18
Sum Sq. Dev.	0.001961	0.002315
Observations	80	80

**Tabela A67: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1 83  
Included observations: 80

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.698565	4	0.4483	0.930311	(4, 138.0)	0.4484
2	3.614950	4	0.4606	0.909005	(4, 138.0)	0.4606
3	3.373335	4	0.4974	0.847509	(4, 138.0)	0.4974

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.698565	4	0.4483	0.930311	(4, 138.0)	0.4484
2	7.408527	8	0.4933	0.930726	(8, 134.0)	0.4934
3	10.74114	12	0.5512	0.897161	(12, 130.0)	0.5518

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A68: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
30.69393	36	0.7188

Individual components:

Dependent	R-squared	F(12,67)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.134487	0.867565	0.5828	10.75900	0.5497
res2*res2	0.082958	0.505085	0.9043	6.636661	0.8807
res2*res1	0.096210	0.594353	0.8392	7.696777	0.8084

**Tabela A69: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Ciclos**

	CPIB_DE	CDCREDITO_DE	RES_CPIB_DE	RES_CDCREDITO_DE
CPIB_DE	0,000251069	1,94E-05	2,45E-05	5,78E-06
CDCREDITO_DE	1,94E-05	3,78E-05	5,78E-06	2,89E-05
RES_CPIB_DE	2,45E-05	5,78E-06	2,45E-05	5,78E-06
RES_CDCREDITO_DE	5,78E-06	2,89E-05	5,78E-06	2,89E-05

**Tabela A70: Causalidade à Granger VAR Ciclos**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Dependent variable: CPIB\_DE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CDCREDITO_DE	10.62901	2	0.0049
All	10.62901	2	0.0049

Dependent variable: CDCREDITO\_DE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CPIB_DE	6.671259	2	0.0356
All	6.671259	2	0.0356

**Tabela A71: Decomposição da variância VAR Ciclos**

Variance Decomposition of CPIB_DE:			
Period	S.E.	CPIB_DE	CDCREDITO_DE
1	0.005219	95.28633	4.713675
2	0.007964	83.76451	16.23549
3	0.009406	82.19151	17.80849
4	0.010215	81.99484	18.00516
5	0.010698	81.82550	18.17450
6	0.010989	81.72304	18.27696
7	0.011165	81.67087	18.32913
8	0.011273	81.64017	18.35983
9	0.011339	81.62137	18.37863
10	0.011380	81.61000	18.39000
11	0.011405	81.60305	18.39695
12	0.011421	81.59878	18.40122

Variance Decomposition of CDCREDITO_DE:			
Period	S.E.	CPIB_DE	CDCREDITO_DE
1	0.005670	0.000000	100.0000
2	0.005726	0.686304	99.31370
3	0.005751	1.470651	98.52935
4	0.005775	1.911907	98.08809
5	0.005786	2.190429	97.80957
6	0.005792	2.369371	97.63063
7	0.005796	2.479537	97.52046
8	0.005799	2.547413	97.45259
9	0.005800	2.589482	97.41052
10	0.005801	2.615522	97.38448
11	0.005802	2.631635	97.36836
12	0.005802	2.641611	97.35839

Cholesky Ordering: CDCREDITO\_DE CPIB\_DE

**Tabela A72: Seleção de defasamentos VAR Diferenças**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DPIB\_DE DDCREDITO\_DE DBALANCA\_DE

Exogenous variables: C DUMMY\_DPIB\_DE DUMMY\_DDCREDITO\_DE DUMMY\_DBALANCA\_DE

Sample: 1 83

Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	794.0901	NA	1.76e-13	-20.85573	-20.48494	-20.70768
1	815.0339	37.97812	1.28e-13	-21.17424	-20.52534*	-20.91514*
2	824.9561	17.19844	1.25e-13	-21.19883	-20.27183	-20.82869
3	839.0219	23.25558*	1.10e-13*	-21.33392*	-20.12882	-20.85274
4	847.8249	13.85005	1.12e-13	-21.32866	-19.84547	-20.73644
5	855.5310	11.50779	1.17e-13	-21.29416	-19.53287	-20.59090
6	860.4393	6.937010	1.33e-13	-21.18505	-19.14566	-20.37074

### Tabela A73: VAR Diferenças

Vector Autoregression Estimates  
 Sample (adjusted): 6 83  
 Included observations: 78 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DPIB_DE	DDCREDITO_DE	DBALANCA_DE
DPIB_DE(-1)	0.153368 (0.09163) [ 1.67375]	0.072590 (0.09262) [ 0.78372]	-0.140560 (0.11824) [-1.18874]
DPIB_DE(-2)	0.068171 (0.09582) [ 0.71143]	0.093585 (0.09686) [ 0.96620]	-0.033546 (0.12365) [-0.27129]
DPIB_DE(-3)	-0.099310 (0.09060) [-1.09615]	0.043996 (0.09158) [ 0.48042]	-0.104478 (0.11691) [-0.89367]
DDCREDITO_DE(-1)	0.155902 (0.10016) [ 1.55659]	-0.766377 (0.10124) [-7.57002]	-0.073817 (0.12924) [-0.57115]
DDCREDITO_DE(-2)	0.007785 (0.11306) [ 0.06886]	-0.629843 (0.11428) [-5.51133]	0.205314 (0.14589) [ 1.40728]
DDCREDITO_DE(-3)	0.052848 (0.08981) [ 0.58844]	-0.481772 (0.09078) [-5.30701]	0.197726 (0.11589) [ 1.70611]
DBALANCA_DE(-1)	0.016191 (0.09277) [ 0.17453]	-0.090335 (0.09377) [-0.96337]	-0.187947 (0.11971) [-1.57004]
DBALANCA_DE(-2)	-0.246218 (0.10057) [-2.44814]	-0.168318 (0.10166) [-1.65569]	-0.088082 (0.12978) [-0.67869]
DBALANCA_DE(-3)	0.017765 (0.08552) [ 0.20773]	0.025330 (0.08644) [ 0.29302]	0.125488 (0.11036) [ 1.13712]
C	0.003618 (0.00084) [ 4.30422]	-6.58E-05 (0.00085) [-0.07747]	0.001716 (0.00108) [ 1.58204]
DUMMY_DPIB_DE	-0.055502 (0.00692) [-8.01680]	-0.006382 (0.00700) [-0.91194]	-0.004673 (0.00893) [-0.52302]
DUMMY_DDCREDITO_DE	0.016966 (0.00669) [ 2.53601]	-0.018817 (0.00676) [-2.78261]	0.005532 (0.00863) [ 0.64080]
DUMMY_DBALANCA_DE	-0.004220 (0.00627) [-0.67263]	-0.014309 (0.00634) [-2.25619]	0.029968 (0.00810) [ 3.70129]

R-squared	0.587313	0.556863	0.291561
Adj. R-squared	0.511125	0.475053	0.160772
Sum sq. resid	0.002463	0.002517	0.004102
S.E. equation	0.006156	0.006222	0.007944
F-statistic	7.708710	6.806797	2.229254
Log likelihood	293.4801	292.6418	273.5927
Akaike AIC	-7.191797	-7.170302	-6.681864
Schwarz SC	-6.799012	-6.777517	-6.289079
Mean dependent	0.003309	-0.000103	0.001030
S.D. dependent	0.008804	0.008588	0.008671
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.14E-14	
Determinant resid covariance		4.13E-14	
Log likelihood		869.8653	
Akaike information criterion		-21.30424	
Schwarz criterion		-20.12588	
Number of coefficients		39	

**Tabela A74: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 78

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.036229	0.017063	1	0.8961
2	-0.002569	8.58E-05	1	0.9926
3	-0.234900	0.717315	1	0.3970
Joint		0.734464	3	0.8651

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.060574	3.655657	1	0.0559
2	3.419259	0.571278	1	0.4498
3	3.018036	0.001057	1	0.9741
Joint		4.227992	3	0.2379

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.672720	2	0.1594
2	0.571363	2	0.7515
3	0.718372	2	0.6982
Joint	4.962455	6	0.5486

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A75: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças**

	RES_DPIB_DE	RES_DDCREDITO_DE	RES_DBALANCA_DE
Mean	-8.90E-20	1.33E-19	-2.20E-19
Median	0.000102	-1.08E-18	0.000105
Maximum	0.018023	0.013853	0.016419
Minimum	-0.015436	-0.015761	-0.023965
Std. Dev.	0.005656	0.005717	0.007299
Skewness	-0.036229	-0.003634	-0.578735
Kurtosis	4.060574	3.457270	3.549394
Jarque-Bera	3.672720	0.679734	5.335100
Probability	0.159397	0.711865	0.069422
Sum	-3.47E-18	5.20E-18	-1.56E-17
Sum Sq. Dev.	0.002463	0.002517	0.004102
Observations	78	78	78

**Tabela A76: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 78

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.611302	9	0.8668	0.508174	(9, 146.2)	0.8669
2	5.399369	9	0.7982	0.596597	(9, 146.2)	0.7983
3	9.208204	9	0.4183	1.030585	(9, 146.2)	0.4185
4	12.56374	9	0.1834	1.422182	(9, 146.2)	0.1836

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.611302	9	0.8668	0.508174	(9, 146.2)	0.8669
2	10.97732	18	0.8953	0.600309	(18, 161.7)	0.8956
3	22.26276	27	0.7239	0.816246	(27, 158.4)	0.7260
4	34.96408	36	0.5177	0.970440	(36, 151.4)	0.5238

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.



**Tabela A77: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 78

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
102.6435	126	0.9371			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(21,56)	Prob.	Chi-sq(21)	Prob.
res1*res1	0.191584	0.631964	0.8766	14.94353	0.8258
res2*res2	0.372081	1.580165	0.0885	29.02231	0.1135
res3*res3	0.204206	0.684283	0.8301	15.92805	0.7737
res2*res1	0.273913	1.005989	0.4715	21.36524	0.4368
res3*res1	0.204757	0.686604	0.8279	15.97101	0.7713
res3*res2	0.197644	0.656881	0.8553	15.41627	0.8015

**Tabela A78: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Diferenças**

	DPIB_DE	DDCREDITO_DE	DBALANCA_DE	RES_DPIB_DE	RES_DDCREDITO_DE	RES_DBALANCA_DE
DPIB_DE	7,65E-05	-2,23E-06	1,42E-05	3,16E-05	-1,02E-06	1,95E-05
DDCREDITO_DE	-2,23E-06	7,28E-05	-8,97E-06	-1,02E-06	3,23E-05	-9,04E-07
DBALANCA_DE	1,42E-05	-8,97E-06	7,42E-05	1,95E-05	-9,04E-07	5,26E-05
RES_DPIB_DE	3,16E-05	-1,02E-06	1,95E-05	3,16E-05	-1,02E-06	1,95E-05
RES_DDCREDITO_DE	-1,02E-06	3,23E-05	-9,04E-07	-1,02E-06	3,23E-05	-9,04E-07
RES_DBALANCA_DE	1,95E-05	-9,04E-07	5,26E-05	1,95E-05	-9,04E-07	5,26E-05

### Tabela A79: Causalidade à Granger VAR Diferenças

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1 83

Included observations: 78

Dependent variable: DPIB_DE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DDCREDITO_DE	3.921584	3	0.2701
DBALANCA_DE	7.187395	3	0.0662
All	12.04558	6	0.0610
Dependent variable: DDCREDITO_DE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_DE	3.205585	3	0.3610
DBALANCA_DE	3.459928	3	0.3260
All	6.859032	6	0.3341
Dependent variable: DBALANCA_DE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_DE	3.402651	3	0.3336
DDCREDITO_DE	5.549566	3	0.1357
All	8.506147	6	0.2033

**Tabela A80: Decomposição da variância VAR Diferenças**

Variance Decomposition of DPIB_DE:				
Period	S.E.	DPIB_DE	DDCREDITO_DE	DBALANCA_DE
1	0.006156	99.89856	0.101439	0.000000
2	0.006308	97.66426	2.303667	0.032072
3	0.006597	89.61140	2.746738	7.641861
4	0.006611	89.28930	3.086435	7.624265
5	0.006649	88.25659	4.186840	7.556569
6	0.006659	88.01241	4.355170	7.632418
7	0.006662	87.95038	4.365958	7.683659
8	0.006664	87.92489	4.375444	7.699662
9	0.006668	87.80583	4.501411	7.692760
10	0.006670	87.77057	4.533003	7.696430
11	0.006670	87.77052	4.533032	7.696453
12	0.006670	87.76357	4.537648	7.698781

Variance Decomposition of DDCREDITO_DE:				
Period	S.E.	DPIB_DE	DDCREDITO_DE	DBALANCA_DE
1	0.006222	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.007865	0.017507	99.34010	0.642393
3	0.007887	0.026031	98.82240	1.151571
4	0.007992	0.614325	96.24300	3.142678
5	0.008286	1.008385	95.76299	3.228626
6	0.008418	0.978285	95.75433	3.267386
7	0.008419	0.989204	95.73261	3.278185
8	0.008426	1.028051	95.61296	3.358987
9	0.008470	1.050227	95.60797	3.341808
10	0.008482	1.047411	95.61579	3.336797
11	0.008482	1.047316	95.61406	3.338626
12	0.008484	1.055260	95.59221	3.352532

Variance Decomposition of DBALANCA_DE:				
Period	S.E.	DPIB_DE	DDCREDITO_DE	DBALANCA_DE
1	0.007944	22.78967	0.048121	77.16221
2	0.008214	25.00293	0.280980	74.71609
3	0.008383	24.22248	3.887882	71.88964
4	0.008472	23.72729	3.809144	72.46356
5	0.008602	23.10970	6.023831	70.86647
6	0.008620	23.07381	6.234646	70.69155
7	0.008642	22.95438	6.581536	70.46409
8	0.008653	22.94779	6.588673	70.46354
9	0.008659	22.92516	6.700716	70.37412
10	0.008660	22.92271	6.701329	70.37596
11	0.008661	22.91621	6.730930	70.35286
12	0.008662	22.91623	6.732085	70.35169

Cholesky Ordering: DDCREDITO\_DE DPIB\_DE DBALANCA\_DE

### Tabela A81: Seleção de defasamentos VAR VECM

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: LPIB\_DE DCREDITO\_DE BALANCA\_DE  
 Exogenous variables: C DUMMY\_LPIB\_DE DUMMY\_DCREDITO\_DE  
 DUMMY\_BALANCA\_DE  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	585.9508	NA	5.54e-11	-15.10397	-14.73596	-14.95689
1	847.9470	475.7299	7.12e-14	-21.76176	-21.11774*	-21.50438*
2	857.7396	17.00815*	6.99e-14*	-21.78262*	-20.86259	-21.41493
3	864.5089	11.22279	7.45e-14	-21.72392	-20.52788	-21.24592
4	874.2597	15.39600	7.37e-14	-21.74368	-20.27163	-21.15538
5	880.9934	10.10056	7.93e-14	-21.68404	-19.93599	-20.98543
6	888.9452	11.30004	8.31e-14	-21.65645	-19.63240	-20.84754

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Tabela A82: VAR VECM

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 4 83

Included observations: 80 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE
LPIB_DE(-1)	1.112867 (0.08719) [ 12.7642]	0.158352 (0.08445) [ 1.87518]	-0.130937 (0.11082) [-1.18150]
LPIB_DE(-2)	-0.145813 (0.08484) [-1.71875]	-0.055194 (0.08217) [-0.67171]	0.135621 (0.10784) [ 1.25767]
DCREDITO_DE(-1)	0.262023 (0.11651) [ 2.24890]	-0.006989 (0.11285) [-0.06193]	-0.162009 (0.14810) [-1.09394]
DCREDITO_DE(-2)	-0.086115 (0.10565) [-0.81507]	-0.083258 (0.10233) [-0.81360]	0.160892 (0.13430) [ 1.19804]
BALANCA_DE(-1)	0.107051 (0.09222) [ 1.16081]	-0.210019 (0.08932) [-2.35123]	0.778582 (0.11722) [ 6.64194]
BALANCA_DE(-2)	-0.033934 (0.08642) [-0.39267]	-0.039730 (0.08370) [-0.47465]	0.167789 (0.10985) [ 1.52749]

C	0.442124 (0.30212) [ 1.46341]	-1.369624 (0.29262) [-4.68050]	-0.059093 (0.38402) [-0.15388]
DUMMY_LPIB_DE	-0.048402 (0.00650) [-7.44788]	-0.007078 (0.00629) [-1.12441]	0.001108 (0.00826) [ 0.13415]
DUMMY_DCREDITO_DE	0.018856 (0.00667) [ 2.82704]	-0.023590 (0.00646) [-3.65152]	0.003600 (0.00848) [ 0.42458]
DUMMY_BALANCA_DE	-0.005122 (0.00638) [-0.80269]	-0.018138 (0.00618) [-2.93492]	0.026471 (0.00811) [ 3.26389]
R-squared	0.994282	0.490871	0.940647
Adj. R-squared	0.993547	0.425411	0.933016
Sum sq. resids	0.002716	0.002548	0.004389
S.E. equation	0.006229	0.006034	0.007918
F-statistic	1352.460	7.498854	123.2649
Log likelihood	298.1042	300.6588	278.9139
Akaike AIC	-7.202605	-7.266471	-6.722848
Schwarz SC	-6.904851	-6.968718	-6.425094
Mean dependent	13.46304	0.005441	0.051213
S.D. dependent	0.077546	0.007960	0.030594
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.13E-14	
Determinant resid covariance		4.11E-14	
Log likelihood		892.3883	
Akaike information criterion		-21.55971	
Schwarz criterion		-20.66645	
Number of coefficients		30	

**Tabela A83: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.122442	0.199895	1	0.6548
2	-0.005835	0.000454	1	0.9830
3	-0.015778	0.003319	1	0.9541
Joint		0.203669	3	0.9770

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.253769	5.239785	1	0.0221
2	4.375372	6.305496	1	0.0120
3	3.229881	0.176151	1	0.6747
Joint		11.72143	3	0.0084

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.439680	2	0.0659
2	6.305950	2	0.0427
3	0.179470	2	0.9142
Joint	11.92510	6	0.0637

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A84: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM**

	RES_LPIB_DE	RES_DCREDITO_DE	RES_BALANCA_DE
Mean	-9.77E-16	-1.21E-16	1.23E-18
Median	1.78E-15	-3.89E-16	0.000471
Maximum	0.017229	0.018128	0.018719
Minimum	-0.017471	-0.019165	-0.022641
Std. Dev.	0.005864	0.005680	0.007453
Skewness	-0.122442	0.044224	-0.356370
Kurtosis	4.253769	4.295931	3.373633
Jarque-Bera	5.439680	5.624201	2.158666
Probability	0.065885	0.060079	0.339822
Sum	-7.82E-14	-9.66E-15	5.90E-17
Sum Sq. Dev.	0.002716	0.002548	0.004389
Observations	80	80	80

### Tabela A85: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.888989	9	0.6487	0.765057	(9, 158.3)	0.6488
2	8.981407	9	0.4390	1.003952	(9, 158.3)	0.4392
3	8.729837	9	0.4626	0.975066	(9, 158.3)	0.4628
4	10.80814	9	0.2891	1.215054	(9, 158.3)	0.2893

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.888989	9	0.6487	0.765057	(9, 158.3)	0.6488
2	14.20426	18	0.7157	0.784711	(18, 175.8)	0.7163
3	24.45696	27	0.6049	0.902993	(27, 173.0)	0.6071
4	35.74923	36	0.4804	0.994792	(36, 166.2)	0.4857

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A86: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
85.89826	90	0.6028

Individual components:

Dependent	R-squared	F(15,64)	Prob.	Chi-sq(15)	Prob.
res1*res1	0.172293	0.888134	0.5801	13.78341	0.5420
res2*res2	0.203737	1.091694	0.3818	16.29893	0.3625
res3*res3	0.109608	0.525229	0.9171	8.768622	0.8893
res2*res1	0.190784	1.005927	0.4607	15.26273	0.4327
res3*res1	0.149155	0.747955	0.7272	11.93239	0.6841
res3*res2	0.205434	1.103141	0.3719	16.43471	0.3538

**Tabela A87: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR VECM**

	LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE	RES_LPIB_DE	RES_DCREDITO_DE	RES_BALANCA_DE
LPIB_DE	0,005938	0,000133	0,001870	3,40E-05	1,82E-06	2,22E-05
DCREDITO_DE	0,000133	6,26E-05	-4,21E-05	1,82E-06	3,19E-05	-7,32E-06
BALANCA_DE	0,001870	-4,21E-05	0,000924	2,22E-05	-7,32E-06	5,49E-05
RES_LPIB_DE	3,40E-05	1,82E-06	2,22E-05	3,40E-05	1,82E-06	2,22E-05
RES_DCREDITO_DE	1,82E-06	3,19E-05	-7,32E-06	1,82E-06	3,19E-05	-7,32E-06
RES_BALANCA_DE	2,22E-05	-7,32E-06	5,49E-05	2,22E-05	-7,32E-06	5,49E-05

**Tabela A88: Teste de cointegração de Johansen**

Sample (adjusted): 5 83

Included observations: 79 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LPIB\_DE DCREDITO\_DE BALANCA\_DE

Exogenous series: DUMMY\_LPIB\_DE DUMMY\_DCREDITO\_DE DUMMY\_BALANCA\_DE

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 2

---



---

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.508728	76.08973	42.91525	0.0000
At most 1	0.177366	19.93993	25.87211	0.2290
At most 2	0.055557	4.515638	12.51798	0.6668

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

---



---

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.508728	56.14980	25.82321	0.0000
At most 1	0.177366	15.42429	19.38704	0.1717
At most 2	0.055557	4.515638	12.51798	0.6668

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

---



---

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=l):

LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE	@TREND(2)
-49.74042	264.5494	52.52774	0.090411
44.67827	68.14677	21.66660	-0.169954
4.755104	27.46794	64.73472	-0.065105

---



---

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LPIB_DE)	0.001818	-0.002105	-0.000231
------------	----------	-----------	-----------



D(DCREDITO_DE)	-0.004362	-0.001297	0.000415
D(BALANCA_DE)	0.000299	-0.001057	-0.001656
<hr/>			
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	889.2382
<hr/>			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE	@TREND(2)
1.000000	-5.318601 (0.55313)	-1.056037 (0.23139)	-0.001818 (0.00030)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LPIB_DE)	-0.090421 (0.03256)		
D(DCREDITO_DE)	0.216976 (0.03357)		
D(BALANCA_DE)	-0.014852 (0.04504)		
<hr/>			
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	896.9503
<hr/>			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE	@TREND(2)
1.000000	0.000000	0.141512 (0.33282)	-0.003361 (0.00045)
0.000000	1.000000	0.225162 (0.06717)	-0.000290 (9.1E-05)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LPIB_DE)	-0.184470 (0.04030)	0.337461 (0.16465)	
D(DCREDITO_DE)	0.159017 (0.04388)	-1.242413 (0.17928)	
D(BALANCA_DE)	-0.062059 (0.05994)	0.006988 (0.24491)	
<hr/>			

## Tabela A89: VECM

Vector Error Correction Estimates  
 Sample (adjusted): 4 83  
 Included observations: 80 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LPIB_DE(-1)	1.000000		
DCREDITO_DE(-1)	-6.085916 (0.66654) [-9.13058]		
BALANCA_DE(-1)	-1.236479 (0.29025) [-4.26010]		
@TREND(1)	-0.001643 (0.00038) [-4.35405]		
C	-13.29440		
Error Correction:	D(LPIB_DE)	D(DCREDITO_DE)	D(BALANCA_DE)
CointEq1	-0.053072 (0.02527) [-2.09982]	0.177043 (0.02502) [ 7.07730]	-0.017527 (0.03309) [-0.52971]
D(LPIB_DE(-1))	0.147188 (0.08161) [ 1.80354]	0.008748 (0.08078) [ 0.10830]	-0.146098 (0.10684) [-1.36743]
D(DCREDITO_DE(-1))	0.019944 (0.10258) [ 0.19443]	0.080740 (0.10153) [ 0.79526]	-0.207936 (0.13429) [-1.54843]
D(BALANCA_DE(-1))	0.054214 (0.08044) [ 0.67400]	0.036764 (0.07961) [ 0.46178]	-0.181073 (0.10530) [-1.71953]
C	0.003286 (0.00076) [ 4.34809]	0.000479 (0.00075) [ 0.64012]	0.001296 (0.00099) [ 1.30986]
DUMMY_LPIB_DE	-0.048447 (0.00631) [-7.67424]	-0.007607 (0.00625) [-1.21737]	0.001236 (0.00826) [ 0.14956]
DUMMY3_LPIB_DE	0.020366 (0.00642) [ 3.17174]	-0.021933 (0.00636) [-3.45107]	0.004370 (0.00841) [ 0.51989]
DUMMY_BALANCA_DE	-0.004294 (0.00614) [-0.69982]	-0.017589 (0.00607) [-2.89628]	0.028324 (0.00803) [ 3.52608]
R-squared	0.564083	0.550694	0.225873
Adj. R-squared	0.521702	0.507012	0.150611

Sum sq. resids	0.002638	0.002584	0.004521
S.E. equation	0.006053	0.005991	0.007924
F-statistic	13.30984	12.60674	3.001150
Log likelihood	299.2767	300.0995	277.7262
Akaike AIC	-7.281917	-7.302488	-6.743155
Schwarz SC	-7.043715	-7.064285	-6.504953
Mean dependent	0.003466	-8.21E-06	0.000925
S.D. dependent	0.008752	0.008533	0.008598
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.69E-14	
Determinant resid covariance		4.15E-14	
Log likelihood		891.9997	
Akaike information criterion		-21.59999	
Schwarz criterion		-20.76628	
Number of coefficients		28	

### Tabela A90: Teste de normalidade dos resíduos VECM

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Sample: 1 83

Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.069006	0.063491	1	0.8011
2	-0.043013	0.024668	1	0.8752
3	-0.197361	0.519349	1	0.4711
Joint		0.607509	3	0.8947

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.060726	3.750463	1	0.0528
2	3.954823	3.038958	1	0.0813
3	3.100092	0.033395	1	0.8550
Joint		6.822816	3	0.0778

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.813954	2	0.1485
2	3.063626	2	0.2161
3	0.552744	2	0.7585
Joint	7.430325	6	0.2829

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A91: Teste de normalidade de Jarque-Bera e média dos resíduos VECM**

	RES_VECM_LPIB_DE	RES_VECM_DCREDITO_DE	RES_VECM_BALANCA_DE
Mean	8.46E-19	4.07E-19	2.39E-19
Median	-1.21E-17	-8.46E-05	0.000517
Maximum	0.017579	0.018027	0.017293
Minimum	-0.016682	-0.017283	-0.023559
Std. Dev.	0.005779	0.005719	0.007565
Skewness	-0.069006	0.076182	-0.462968
Kurtosis	4.060726	3.644156	3.436028
Jarque-Bera	3.813954	1.460505	3.491591
Probability	0.148529	0.481787	0.174506
Sum	6.33E-17	2.08E-17	1.30E-17
Sum Sq. Dev.	0.002638	0.002584	0.004521
Observations	80	80	80

**Tabela A92: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VECM**

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Null hypothesis: No  
serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.854203	9	0.5489	0.874813	(9, 163.2)	0.5491
2	9.203604	9	0.4187	1.029304	(9, 163.2)	0.4189

Null hypothesis: No  
serial correlation at lags 1  
to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.854203	9	0.5489	0.874813	(9, 163.2)	0.5491
2	15.93030	18	0.5974	0.884303	(18, 181.5)	0.5982

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**Tabela A93: Teste de homocedasticidade dos resíduos VECM**

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
49.73386	66	0.9323			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(11,68)	Prob.	Chi-sq(11)	Prob.
res1*res1	0.166595	1.235730	0.2813	13.32764	0.2725
res2*res2	0.124239	0.876978	0.5665	9.939122	0.5359
res3*res3	0.100874	0.693546	0.7401	8.069929	0.7070
res2*res1	0.076242	0.510216	0.8900	6.099384	0.8667
res3*res1	0.157702	1.157415	0.3329	12.61619	0.3191
res3*res2	0.143716	1.037534	0.4243	11.49726	0.4026

**Tabela A94: Covariância entre os resíduos e as variáveis VECM**

	LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE	RES_VECM_LPIB_DE	RES_VECM_DCREDITO_DE	RES_VECM_BALANCA_DE
LPIB_DE	0,005938	0,000133	0,001870	5,59E-06	9,23E-06	-5,16E-05
DCREDITO_DE	0,000133	6,26E-05	-4,21E-05	-7,10E-08	2,90E-05	-4,64E-06
BALANCA_DE	0,001870	-4,21E-05	0,000924	2,06E-05	5,00E-06	1,55E-05
RES_VECM_LPIB_DE	5,59E-06	-7,10E-08	2,06E-05	3,30E-05	4,99E-06	2,15E-05
RES_VECM_DCREDITO_DE	9,23E-06	2,90E-05	5,00E-06	4,99E-06	3,23E-05	-5,85E-06
RES_VECM_BALANCA_DE	-5,16E-05	-4,64E-06	1,55E-05	2,15E-05	-5,85E-06	5,65E-05

**Tabela A95: Sistema de *p-values* dos coeficientes *VECM***

System: UNTITLED  
 Estimation Method: Least Squares  
 Sample: 4 83  
 Included observations: 80  
 Total system (balanced) observations 240

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.053072	0.025274	-2.099823	0.0369
C(2)	0.147188	0.081611	1.803536	0.0727
C(3)	0.019944	0.102577	0.194427	0.8460
C(4)	0.054214	0.080436	0.673998	0.5010
C(5)	0.003286	0.000756	4.348093	0.0000
C(6)	-0.048447	0.006313	-7.674237	0.0000
C(7)	0.020366	0.006421	3.171737	0.0017
C(8)	-0.004294	0.006136	-0.699821	0.4848
Determinant residual covariance		4.15E-14		

Equation:  $D(LPIB\_DE) = C(1) * (LPIB\_DE(-1) - 6.08591625081 * DCREDITO\_DE(-1) - 1.23647897382 * BALANCA\_DE(-1) - 0.0016430216062 * @TREND(1) - 13.2943974545) + C(2) * D(LPIB\_DE(-1)) + C(3) * D(DCREDITO\_DE(-1)) + C(4) * D(BALANCA\_DE(-1)) + C(5) + C(6) * DUMMY\_LPIB\_DE + C(7) * DUMMY3\_LPIB\_DE + C(8) * DUMMY\_BALANCA\_DE$

Observations: 80

R-squared	0.564083	Mean dependent var	0.003466
Adjusted R-squared	0.521702	S.D. dependent var	0.008752
S.E. of regression	0.006053	Sum squared resid	0.002638
Durbin-Watson stat	1.835537		

### Tabela A96: Causalidade à Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1 83

Included observations: 80

Dependent variable: D(LPIB_DE)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DCREDITO_DE)	0.037802	1	0.8458
D(BALANCA_DE)	0.454273	1	0.5003
All	0.475258	2	0.7885

Dependent variable: D(DCREDITO_DE)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPIB_DE)	0.011730	1	0.9138
D(BALANCA_DE)	0.213242	1	0.6442
All	0.243769	2	0.8853

Dependent variable: D(BALANCA_DE)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPIB_DE)	1.869866	1	0.1715
D(DCREDITO_DE)	2.397622	1	0.1215
All	4.280628	2	0.1176

### Tabela A97: Decomposição da variância VECM

Variance Decomposition of LPIB_DE:				
Period	S.E.	LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE
1	0.006053	97.65956	2.340442	0.000000
2	0.009773	89.40032	9.933540	0.666142
3	0.012415	87.40192	11.80401	0.794074
4	0.014585	86.56942	12.57987	0.850703
5	0.016472	86.10303	13.01444	0.882531
6	0.018164	85.79905	13.29766	0.903283
7	0.019712	85.58671	13.49552	0.917764
8	0.021146	85.43014	13.64142	0.928445
9	0.022489	85.30985	13.75350	0.936650
10	0.023757	85.21455	13.84230	0.943151
11	0.024960	85.13717	13.91440	0.948429
12	0.026108	85.07311	13.97410	0.952799

Variance Decomposition of DCREDITO_DE:				
Period	S.E.	LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE
1	0.005991	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.006135	0.331943	95.76268	3.905378
3	0.006282	1.372725	91.72685	6.900425
4	0.006440	2.351734	88.42036	9.227910
5	0.006594	3.205918	85.42858	11.36550
6	0.006743	3.985402	82.68267	13.33193
7	0.006890	4.700909	80.16702	15.13207
8	0.007033	5.358733	77.85483	16.78643
9	0.007173	5.965543	75.72173	18.31272
10	0.007311	6.527108	73.74766	19.72523
11	0.007446	7.048307	71.91550	21.03620
12	0.007578	7.533337	70.21047	22.25619

Variance Decomposition of BALANCA_DE:				
Period	S.E.	LPIB_DE	DCREDITO_DE	BALANCA_DE
1	0.007924	27.57069	1.872382	70.55693
2	0.010160	22.91647	3.839504	73.24403
3	0.012047	20.80323	3.107235	76.08954
4	0.013644	19.55648	2.893589	77.54994
5	0.015076	18.77220	2.771986	78.45581
6	0.016383	18.22888	2.683587	79.08753
7	0.017593	17.82966	2.617903	79.55243
8	0.018725	17.52403	2.567815	79.90815
9	0.019793	17.28257	2.528263	80.18916
10	0.020806	17.08699	2.496219	80.41679
11	0.021771	16.92534	2.469733	80.60493
12	0.022696	16.78949	2.447477	80.76303

Cholesky Ordering: DCREDITO\_DE LPIB\_DE BALANCA\_DE



## Alemanha: Dívida Governamental

**Tabela A98: Seleção de defasamentos VAR Ciclos**

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: CPIB\_DE DCCREDITO\_DE  
 Exogenous variables: C CBALANCA\_DE DUMMY\_CPIB\_DE DUMMY\_DCCREDITO\_DE  
 DUMMY2\_CPIB\_DE DUMMY2\_DCCREDITO\_DE  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	430.8498	NA	5.60e-08	-11.02236	-10.65435	-10.87529
1	512.0461	145.2987	7.35e-09	-13.05384	-12.56316*	-12.85774
2	519.7232	13.33387*	6.69e-09*	-13.15061*	-12.53726	-12.90548*
3	522.2052	4.180331	6.97e-09	-13.11066	-12.37464	-12.81651
4	525.9478	6.106329	7.04e-09	-13.10389	-12.24520	-12.76072
5	528.1052	3.406381	7.43e-09	-13.05540	-12.07404	-12.66320
6	531.2391	4.783276	7.64e-09	-13.03261	-11.92858	-12.59138

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Tabela A99: VAR Ciclos**

Vector Autoregression Estimates  
 Date: 12/03/20 Time: 17:05  
 Sample (adjusted): 4 83  
 Included observations: 80 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	CPIB_DE	DCCREDITO_DE
CPIB_DE(-1)	1.040457 (0.07504) [ 13.8655]	-0.326004 (0.20603) [-1.58233]
CPIB_DE(-2)	-0.225729 (0.07499) [-3.00994]	0.275455 (0.20590) [ 1.33778]
DCCREDITO_DE(-1)	0.011431 (0.03673) [ 0.31125]	-0.059750 (0.10084) [-0.59254]
DCCREDITO_DE(-2)	-0.074283 (0.03565) [-2.08360]	-0.073191 (0.09788) [-0.74773]

C	0.000373 (0.00060) [ 0.62160]	-0.000376 (0.00165) [-0.22827]
CBALANCA_DE	0.228250 (0.07234) [ 3.15526]	-0.084454 (0.19861) [-0.42522]
DUMMY_CPIB_DE	-0.042809 (0.00565) [-7.57531]	-0.004566 (0.01552) [-0.29431]
DUMMY_DCCREDITO_DE	0.004872 (0.00533) [ 0.91359]	0.078375 (0.01464) [ 5.35249]
DUMMY2_CPIB_DE	0.020577 (0.00530) [ 3.88614]	-0.014842 (0.01454) [-1.02094]
DUMMY2_DCCREDITO_DE	0.000964 (0.00536) [ 0.17985]	-0.043164 (0.01472) [-2.93270]
<hr/>		
R-squared	0.905792	0.371345
Adj. R-squared	0.893679	0.290518
Sum sq. resids	0.001892	0.014264
S.E. equation	0.005199	0.014275
F-statistic	74.78174	4.594309
Log likelihood	312.5661	231.7665
Akaike AIC	-7.564154	-5.544163
Schwarz SC	-7.266400	-5.246410
Mean dependent	0.000529	-0.000146
S.D. dependent	0.015945	0.016947
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.05E-09
Determinant resid covariance		3.87E-09
Log likelihood		547.8080
Akaike information criterion		-13.19520
Schwarz criterion		-12.59969
Number of coefficients		20
<hr/>		

**Tabela A100: Teste de normalidade dos resíduos VAR Ciclos**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Date: 12/03/20 Time: 17:07  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.234965	0.736112	1	0.3909
2	0.219507	0.642442	1	0.4228

Joint		1.378553	2	0.5019
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.099387	0.032926	1	0.8560
2	2.913710	0.024820	1	0.8748
Joint		0.057746	2	0.9715

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.769038	2	0.6808
2	0.667262	2	0.7163
Joint	1.436299	4	0.8379

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A101: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Ciclos**

	RES_CPIB_DE	RES_DCCREDITO_DE
Mean	2.17E-20	5.20E-19
Median	0.000000	-0.000731
Maximum	0.013246	0.030654
Minimum	-0.011932	-0.030465
Std. Dev.	0.004894	0.013437
Skewness	0.234965	0.250784
Kurtosis	3.099387	2.697350
Jarque-Bera	0.769038	1.143889
Probability	0.680778	0.564427
Sum	-6.07E-18	2.08E-17
Sum Sq. Dev.	0.001892	0.014264
Observations	80	80

### Tabela A102: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Ciclos

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 12/03/20 Time: 17:06

Sample: 1 83

Included observations: 80

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	9.659429	4	0.0466	2.484805	(4, 134.0)	0.0466
2	3.934676	4	0.4149	0.990750	(4, 134.0)	0.4149
3	2.123629	4	0.7130	0.531141	(4, 134.0)	0.7130
4	1.112056	4	0.8924	0.277094	(4, 134.0)	0.8924

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	9.659429	4	0.0466	2.484805	(4, 134.0)	0.0466
2	12.98842	8	0.1122	1.667005	(8, 130.0)	0.1124
3	14.22011	12	0.2869	1.203942	(12, 126.0)	0.2875
4	15.49521	16	0.4887	0.973177	(16, 122.0)	0.4900

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Tabela A103: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Ciclos

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 12/03/20 Time: 17:08

Sample: 1 83

Included observations: 80

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
40.13033	42	0.5533

Individual components:

Dependent	R-squared	F(14,65)	Prob.	Chi-sq(14)	Prob.
res1*res1	0.228642	1.376212	0.1905	18.29136	0.1938
res2*res2	0.104976	0.544555	0.8967	8.398095	0.8676
res2*res1	0.196167	1.133043	0.3478	15.69339	0.3325

**Tabela A104: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Ciclos**

	CPIB_DE	DCCREDITO_DE	RES_CPIB_DE	RES_DCCREDITO_DE
CPIB_DE	0,000251	-4,05E-05	2,37E-05	-1,87E-05
DCCREDITO_DE	-4,05E-05	0,000284	-1,87E-05	0,000178
RES_CPIB_DE	2,37E-05	-1,87E-05	2,37E-05	-1,87E-05
RES_DCCREDITO_DE	-1,87E-05	0,000178	-1,87E-05	0,000178

**Tabela A105: Causalidade à Granger VAR Ciclos**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/03/20 Time: 17:08

Sample: 1 83

Included observations: 80

Dependent variable: CPIB\_DE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCCREDITO_DE	4.684677	2	0.0961
All	4.684677	2	0.0961

Dependent variable: DCCREDITO\_DE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CPIB_DE	2.506867	2	0.2855
All	2.506867	2	0.2855

**Tabela A106: Decomposição da variância VAR Ciclos**

Variance Decomposition of CPIB_DE:				
Period	S.E.	CPIB_DE	DCCREDITO_DE	
1	0.005199	91.67849	8.321509	
2	0.007471	92.47130	7.528701	
3	0.008866	88.60862	11.39138	
4	0.009679	86.43980	13.56020	
5	0.010117	85.54570	14.45430	
6	0.010351	85.07026	14.92974	
7	0.010476	84.80933	15.19067	
8	0.010542	84.67415	15.32585	
9	0.010576	84.60376	15.39624	
10	0.010595	84.56672	15.43328	
11	0.010604	84.54734	15.45266	
12	0.010609	84.53722	15.46278	

Variance Decomposition  
of DCCREDITO\_DE:

Period	S.E.	CPIB_DE	DCCREDITO_DE
1	0.014275	0.000000	100.0000
2	0.014371	1.275223	98.72478
3	0.014407	1.292406	98.70759
4	0.014413	1.305773	98.69423
5	0.014414	1.308603	98.69140
6	0.014414	1.311180	98.68882
7	0.014415	1.314075	98.68592
8	0.014415	1.315743	98.68426
9	0.014415	1.316626	98.68337
10	0.014415	1.317122	98.68288
11	0.014415	1.317391	98.68261
12	0.014415	1.317532	98.68247

Cholesky Ordering: DCCREDITO\_DE CPIB\_DE

### Tabela A107: Seleção de defasamentos VAR Diferenças

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DPIB\_DE DCREDITO\_DE DBALANCA\_DE

Exogenous variables: C DUMMY\_DPIB\_DE DUMMY2\_DPIB\_DE DUMMY\_DCREDITO\_DE  
DUMMY2\_DCREDITO\_DE DUMMY\_DBALANCA\_DE DUMMY2\_DBALANCA\_DE

Sample: 1 83

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	770.6474	NA	5.44e-13	-19.72756	-19.08354*	-19.47018*
1	780.5129	17.13485	5.33e-13*	-19.75034*	-18.83031	-19.38265
2	786.9930	10.74326	5.73e-13	-19.68403	-18.48799	-19.20603
3	791.3006	6.801586	6.54e-13	-19.56054	-18.08850	-18.97224
4	803.1822	17.8224*	6.15e-13	-19.63637	-17.88832	-18.93777
5	808.9685	8.222649	6.82e-13	-19.55180	-17.52774	-18.74289
6	814.8182	7.850939	7.59e-13	-19.46890	-17.16883	-18.54968

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Tabela A108: VAR Diferenças**

Vector Autoregression Estimates  
 Sample (adjusted): 3 83  
 Included observations: 81 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DPIB_DE	DCREDITO_DE	DBALANCA_DE
DPIB_DE(-1)	0.108952 (0.08412) [ 1.29527]	-0.362833 (0.19606) [-1.85066]	-0.152109 (0.10360) [-1.46827]
DCREDITO_DE(-1)	0.010108 (0.03816) [ 0.26491]	0.088891 (0.08893) [ 0.99953]	0.035210 (0.04699) [ 0.74926]
DBALANCA_DE(-1)	0.132464 (0.08378) [ 1.58111]	-0.070624 (0.19527) [-0.36167]	-0.145346 (0.10318) [-1.40861]
C	0.003293 (0.00083) [ 3.94863]	0.006824 (0.00194) [ 3.51111]	0.001347 (0.00103) [ 1.31197]
DUMMY_DPIB_DE	-0.049059 (0.00663) [-7.39931]	-0.001875 (0.01545) [-0.12130]	-0.000365 (0.00817) [-0.04475]
DUMMY2_DPIB_DE	0.019467 (0.00637) [ 3.05676]	0.035077 (0.01484) [ 2.36316]	0.003958 (0.00784) [ 0.50468]
DUMMY_DCREDITO_DE	0.004299 (0.00629) [ 0.68379]	0.087062 (0.01465) [ 5.94109]	0.001719 (0.00774) [ 0.22194]
DUMMY2_DCREDITO_DE	0.002628 (0.00627) [ 0.41918]	-0.053442 (0.01461) [-3.65697]	0.003685 (0.00772) [ 0.47717]
DUMMY_DBALANCA_DE	-0.005306 (0.00622) [-0.85241]	0.035394 (0.01451) [ 2.43973]	0.027158 (0.00767) [ 3.54269]
DUMMY2_DBALANCA_DE	-0.010469 (0.00630) [-1.66220]	0.000739 (0.01468) [ 0.05032]	-0.025471 (0.00776) [-3.28371]
R-squared	0.552459	0.480310	0.307675
Adj. R-squared	0.495729	0.414433	0.219916
Sum sq. resids	0.002713	0.014740	0.004116
S.E. equation	0.006182	0.014408	0.007614
F-statistic	9.738314	7.291093	3.505889
Log likelihood	302.3812	233.8381	285.5069
Akaike AIC	-7.219290	-5.526867	-6.802638
Schwarz SC	-6.923679	-5.231256	-6.507027
Mean dependent	0.003425	0.007400	0.001052
S.D. dependent	0.008705	0.018829	0.008620

Determinant resid covariance (dof adj.) 3.57E-13

Determinant resid covariance	2.40E-13
Log likelihood	832.0358
Akaike information criterion	-19.80335
Schwarz criterion	-18.91652
Number of coefficients	30

**Tabela A109: Teste de normalidade dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 81

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.006355	0.000545	1	0.9814
2	0.210572	0.598598	1	0.4391
3	-0.246240	0.818558	1	0.3656
Joint		1.417702	3	0.7014

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.961214	3.118269	1	0.0774
2	3.558279	1.051903	1	0.3051
3	2.993323	0.000150	1	0.9902
Joint		4.170323	3	0.2437

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.118814	2	0.2103
2	1.650501	2	0.4381
3	0.818709	2	0.6641
Joint	5.588024	6	0.4709

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation



**Tabela A110: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR Diferenças**

	RES_DPIB_DE	RES_DCREDITO_DE	RES_DBALANCA_DE
Mean	-4.28E-19	-1.71E-19	-1.50E-19
Median	0.000204	0.000000	0.000000
Maximum	0.016999	0.037803	0.015895
Minimum	-0.017281	-0.037038	-0.018509
Std. Dev.	0.005824	0.013574	0.007172
Skewness	-0.006355	0.295069	-0.245892
Kurtosis	3.961214	3.560629	2.917495
Jarque-Bera	3.118814	2.236163	0.839224
Probability	0.210261	0.326906	0.657302
Sum	-2.60E-17	-2.08E-17	-6.07E-18
Sum Sq. Dev.	0.002713	0.014740	0.004116
Observations	81	81	81

**Tabela A111: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 81

Null hypothesis:  
No serial correlation at  
lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	15.52725	9	0.0774	1.770864	(9, 160.8)	0.0775
2	12.48655	9	0.1872	1.410771	(9, 160.8)	0.1874
3	6.108976	9	0.7290	0.676820	(9, 160.8)	0.7291
4	21.83664	9	0.0094	2.539654	(9, 160.8)	0.0094

Null hypothesis:  
No serial correlation at  
lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	15.52725	9	0.0774	1.770864	(9, 160.8)	0.0775
2	26.43899	18	0.0901	1.510316	(18, 178.7)	0.0906
3	30.73599	27	0.2821	1.154454	(27, 175.9)	0.2844
4	54.47065	36	0.0248	1.597201	(36, 169.1)	0.0259

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**Tabela A112: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR Diferenças**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 81

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
60.44378	72	0.8324

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,68)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.134579	0.881203	0.5695	10.90086	0.5374
res2*res2	0.208886	1.496227	0.1472	16.91976	0.1526
res3*res3	0.088911	0.552997	0.8714	7.201794	0.8440
res2*res1	0.264958	2.042639	0.0332	21.46156	0.0440
res3*res1	0.125578	0.813805	0.6354	10.17183	0.6009
res3*res2	0.171639	1.174152	0.3192	13.90277	0.3070

**Tabela A113: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR Diferenças**

	DPIB_DE	DCREDITO_DE	DBALANCA_DE	RES_DPIB_DE	RES_DCREDITO_DE	RES_DBALANCA_DE
DPIB_DE	7,48E-05	-2,47E-05	1,25E-05	3,35E-05	-2,41E-05	1,56E-05
DCREDITO_DE	-2,47E-05	0,000350	8,20E-06	-2,41E-05	0,000182	-1,19E-05
DBALANCA_DE	1,25E-05	8,20E-06	7,34E-05	1,56E-05	-1,19E-05	5,08E-05
RES_DPIB_DE	3,35E-05	-2,41E-05	1,56E-05	3,35E-05	-2,41E-05	1,56E-05
RES_DCREDITO_DE	-2,41E-05	0,000182	-1,19E-05	-2,41E-05	0,000182	-1,19E-05
RES_DBALANCA_DE	1,56E-05	-1,19E-05	5,08E-05	1,56E-05	-1,19E-05	5,08E-05

### Tabela A114: Causalidade à Granger VAR Diferenças

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1 83

Included observations: 81

Dependent variable: DPIB_DE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCREDITO_DE	0.070176	1	0.7911
DBALANCA_DE	2.499909	1	0.1139
All	2.674661	2	0.2625

Dependent variable: DCREDITO_DE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_DE	3.424934	1	0.0642
DBALANCA_DE	0.130805	1	0.7176
All	3.875385	2	0.1440

Dependent variable: DBALANCA_DE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DPIB_DE	2.155812	1	0.1420
DCREDITO_DE	0.561391	1	0.4537
All	2.955795	2	0.2281

### Tabela A115: Decomposição da variância VAR Diferenças

Variance Decomposition of DPIB_DE:	Period	S.E.	DPIB_DE	DCREDITO_DE	DBALANCA_DE
	1	0.006182	90.49899	9.501006	0.000000
	2	0.006334	88.69249	9.135941	2.171565
	3	0.006336	88.65722	9.168736	2.174046
	4	0.006336	88.65691	9.168880	2.174206
	5	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212
	6	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212
	7	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212
	8	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212
	9	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212
	10	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212
	11	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212
	12	0.006336	88.65691	9.168879	2.174212

Variance Decomposition of  
DCREDITO\_DE:

Period	S.E.	DPIB_DE	DCREDITO_DE	DBALANCA_DE
1	0.014408	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.014745	2.488658	97.39743	0.113916
3	0.014757	2.589919	97.25206	0.158023
4	0.014757	2.589940	97.25196	0.158096
5	0.014757	2.589958	97.25194	0.158098
6	0.014757	2.589958	97.25194	0.158099
7	0.014757	2.589958	97.25194	0.158099
8	0.014757	2.589958	97.25194	0.158099
9	0.014757	2.589958	97.25194	0.158099
10	0.014757	2.589958	97.25194	0.158099
11	0.014757	2.589958	97.25194	0.158099
12	0.014757	2.589958	97.25194	0.158099

Variance Decomposition of DBALANCA\_DE:

Period	S.E.	DPIB_DE	DCREDITO_DE	DBALANCA_DE
1	0.007614	12.80064	1.534421	85.66494
2	0.007846	14.76003	2.862945	82.37702
3	0.007846	14.76272	2.864835	82.37245
4	0.007846	14.76271	2.864917	82.37237
5	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236
6	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236
7	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236
8	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236
9	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236
10	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236
11	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236
12	0.007846	14.76272	2.864921	82.37236

Cholesky Ordering: DCREDITO\_DE DPIB\_DE DBALANCA\_DE

### Tabela 116: Seleção de defasamentos VAR VECM

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LPIB\_DE LCREDITO\_DE BALANCA\_DE

Exogenous variables: C DUMMY\_LPIB\_DE DUMMY\_LCREDITO\_DE

Sample: 1 83

Included observations: 77

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	363.6393	NA	2.01e-08	-9.211409	-8.937458	-9.101831
1	762.7283	735.9824*	7.98e-13*	-19.34359*	-18.79569*	-19.12444*
2	768.8978	10.89684	8.61e-13	-19.27007	-18.44822	-18.94134
3	776.2355	12.38823	9.03e-13	-19.22690	-18.13109	-18.78858
4	778.8775	4.254620	1.07e-12	-19.06175	-17.69200	-18.51386
5	786.1002	11.06863	1.14e-12	-19.01559	-17.37188	-18.35812
6	789.2979	4.651201	1.34e-12	-18.86488	-16.94722	-18.09783

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

**Tabela 117: VAR VECM**

Vector Autoregression Estimates  
 Sample (adjusted): 2 83  
 Included observations: 82 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE
LPIB_DE(-1)	0.958288 (0.02065) [ 46.4073]	-0.082874 (0.05101) [-1.62479]	-0.019270 (0.02687) [-0.71721]
LCREDITO_DE(-1)	0.014256 (0.00756) [ 1.88466]	0.993255 (0.01868) [ 53.1600]	0.018468 (0.00984) [ 1.87633]
BALANCA_DE(-1)	-0.009993 (0.04716) [-0.21190]	0.141755 (0.11648) [ 1.21696]	0.859965 (0.06136) [ 14.0151]
C	0.360565 (0.22668) [ 1.59064]	1.211970 (0.55992) [ 2.16456]	0.001002 (0.29495) [ 0.00340]
DUMMY_LPIB_DE	-0.051792 (0.00657) [-7.88903]	0.009513 (0.01622) [ 0.58663]	0.004831 (0.00854) [ 0.56556]
DUMMY_LCREDITO_DE	0.002653 (0.00660) [ 0.40212]	0.086252 (0.01630) [ 5.29309]	0.001396 (0.00858) [ 0.16267]
R-squared	0.993675	0.996046	0.933523
Adj. R-squared	0.993258	0.995786	0.929150
Sum sq. resids	0.003231	0.019715	0.005471
S.E. equation	0.006521	0.016106	0.008484
F-statistic	2387.782	3828.745	213.4512
Log likelihood	299.4514	225.3030	277.8638
Akaike AIC	-7.157351	-5.348855	-6.630825
Schwarz SC	-6.981250	-5.172753	-6.454724
Mean dependent	13.45973	14.41047	0.049623
S.D. dependent	0.079415	0.248100	0.031875
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.98E-13	
Determinant resid covariance		5.56E-13	
Log likelihood		807.8847	
Akaike information criterion		-19.26548	
Schwarz criterion		-18.73718	
Number of coefficients		18	

**Tabela A118: Teste de normalidade dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 82

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.062391	0.053199	1	0.8176
2	0.201911	0.557162	1	0.4554
3	0.129733	0.230018	1	0.6315
Joint		0.840379	3	0.8398

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.094072	4.089730	1	0.0431
2	3.849401	2.465062	1	0.1164
3	3.841289	2.418204	1	0.1199
Joint		8.972995	3	0.0297

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.142928	2	0.1260
2	3.022224	2	0.2207
3	2.648222	2	0.2660
Joint	9.813374	6	0.1327

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A119: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VAR VECM**

	RES_LPIB_DE	RES_LCREDITO_DE	RES_BALANCA_DE
Mean	-4.40E-17	1.39E-15	-7.62E-18
Median	3.81E-06	-0.001508	0.000104
Maximum	0.016429	0.043296	0.025925
Minimum	-0.018552	-0.046535	-0.020414
Std. Dev.	0.006316	0.015601	0.008218
Skewness	-0.062391	0.214889	0.105056
Kurtosis	4.094072	3.648253	3.485502
Jarque-Bera	4.142928	2.066879	0.956186
Probability	0.126001	0.355781	0.619964
Sum	-3.55E-15	1.14E-13	-5.97E-16
Sum Sq. Dev.	0.003231	0.019715	0.005471
Observations	82	82	82

**Tabela A120: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 82

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.69388	9	0.1770	1.433396	(9, 172.9)	0.1771
2	18.89304	9	0.0261	2.171784	(9, 172.9)	0.0262
3	5.782464	9	0.7615	0.640184	(9, 172.9)	0.7616
4	9.705231	9	0.3749	1.086578	(9, 172.9)	0.3750

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.69388	9	0.1770	1.433396	(9, 172.9)	0.1771
2	29.56586	18	0.0419	1.699124	(18, 192.8)	0.0421
3	32.18467	27	0.2253	1.212181	(27, 190.5)	0.2271
4	42.84290	36	0.2011	1.214250	(36, 183.9)	0.2047

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**Tabela A121: Teste de homocedasticidade dos resíduos VAR VECM**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 82

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
45.63884	48	0.5701

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,73)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.124833	1.301580	0.2564	10.23630	0.2488
res2*res2	0.055185	0.532973	0.8280	4.525148	0.8069
res3*res3	0.043433	0.414326	0.9088	3.561541	0.8944
res2*res1	0.066289	0.647835	0.7350	5.435727	0.7102
res3*res1	0.126566	1.322267	0.2462	10.37840	0.2395
res3*res2	0.029540	0.277754	0.9713	2.422253	0.9653

**Tabela A122: Covariância entre os resíduos e as variáveis VAR VECM**

	LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE	RES_LPIB_DE	RES_LCREDITO_DE	RES_BALANCA_DE
LPIB_DE	0,006230	0,017218	0,002034	3,94E-05	-2,34E-05	1,27E-05
LCREDITO_DE	0,017218	0,060803	0,006796	-2,34E-05	0,000240	1,34E-06
BALANCA_DE	0,002034	0,006796	0,001004	1,27E-05	1,34E-06	6,67E-05
RES_LPIB_DE	3,94E-05	-2,34E-05	1,27E-05	3,94E-05	-2,34E-05	1,27E-05
RES_LCREDITO_DE	-2,34E-05	0,000240432	1,34E-06	-2,34E-05	0,000240	1,34E-06
RES_BALANCA_DE	1,27E-05	1,34E-06	6,67E-05	1,27E-05	1,34E-06	6,67E-05

**Tabela A123: Teste de Johansen VAR VECM**

Sample (adjusted): 3 83  
 Included observations: 81 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: LPIB\_DE LCREDITO\_DE BALANCA\_DE  
 Exogenous series: DUMMY\_LPIB\_DE DUMMY\_LCREDITO\_DE  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.362167	47.86260	35.19275	0.0013
At most 1	0.085027	11.43866	20.26184	0.5004
At most 2	0.051010	4.240948	9.164546	0.3774

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.362167	36.42394	22.29962	0.0003
At most 1	0.085027	7.197712	15.89210	0.6453
At most 2	0.051010	4.240948	9.164546	0.3774

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE	C
-13.17624	1.677747	13.38839	153.6156
-3.065674	7.632300	-63.88991	-65.48470
-1.749279	5.140065	-5.447024	-50.14147

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LPIB_DE)	0.002881	0.000817	0.000907
------------	----------	----------	----------



D(LCREDITO_DE)	0.006909	-0.001679	-0.002433
D(BALANCA_DE)	0.001178	0.002243	-0.000564
<hr/>			
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	802.1911
<hr/>			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE	C
1.000000	-0.127331 (0.09932)	-1.016101 (0.77075)	-11.65853 (1.39793)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LPIB_DE)	-0.037964 (0.00945)		
D(LCREDITO_DE)	-0.091029 (0.02324)		
D(BALANCA_DE)	-0.015517 (0.01253)		
<hr/>			
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	805.7900
<hr/>			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE	C
1.000000	0.000000	-2.194213 (0.44267)	-13.43833 (0.02754)
0.000000	1.000000	-9.252342 (1.66719)	-13.97773 (0.10374)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LPIB_DE)	-0.040468 (0.00962)	0.011069 (0.00556)	
D(LCREDITO_DE)	-0.085881 (0.02371)	-0.001227 (0.01370)	
D(BALANCA_DE)	-0.022394 (0.01238)	0.019096 (0.00715)	
<hr/>			

### Tabela A124: VECM

Vector Error Correction Estimates  
Sample (adjusted): 3 83  
Included observations: 81 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
LPIB_DE(-1)	1.000000
LCREDITO_DE(-1)	-0.118101 (0.09325) [-1.26649]
BALANCA_DE(-1)	-1.393539 (0.73407) [-1.89837]
C	-11.76948 (1.31174)

[-8.97240]

Error Correction:	D(LPIB_DE)	D(LCREDITO_DE)	D(BALANCA_DE)
CointEq1	-0.036690 (0.00928) [-3.95375]	-0.098233 (0.02252) [-4.36223]	-0.010686 (0.01298) [-0.82340]
D(LPIB_DE(-1))	0.182695 (0.08025) [ 2.27651]	-0.301254 (0.19474) [-1.54692]	-0.089102 (0.11223) [-0.79393]
D(LCREDITO_DE(-1))	0.005573 (0.03944) [ 0.14132]	0.039961 (0.09570) [ 0.41755]	0.046400 (0.05515) [ 0.84129]
D(BALANCA_DE(-1))	0.029351 (0.08177) [ 0.35893]	-0.261004 (0.19843) [-1.31532]	-0.208752 (0.11436) [-1.82547]
DUMMY_LPIB_DE	-0.047702 (0.00654) [-7.29107]	-3.28E-05 (0.01588) [-0.00206]	0.000247 (0.00915) [ 0.02704]
DUMMY2_LPIB_DE	0.019427 (0.00615) [ 3.15750]	-0.008701 (0.01493) [-0.58278]	0.012401 (0.00860) [ 1.44127]
DUMMY_LCREDITO_DE	0.002834 (0.00624) [ 0.45400]	0.083417 (0.01515) [ 5.50654]	0.000931 (0.00873) [ 0.10665]
DUMMY2_LCREDITO_DE	0.003138 (0.00621) [ 0.50530]	-0.053688 (0.01507) [-3.56253]	0.004093 (0.00868) [ 0.47123]
R-squared	0.546808	0.429571	0.096119
Adj. R-squared	0.503351	0.374872	0.009446
Sum sq. resids	0.002747	0.016179	0.005373
S.E. equation	0.006135	0.014887	0.008579
F-statistic	12.58280	7.853403	1.108980
Log likelihood	301.8730	230.0653	274.7078
Akaike AIC	-7.256124	-5.483094	-6.585379
Schwarz SC	-7.019635	-5.246605	-6.348890
Mean dependent	0.003425	0.007400	0.001052
S.D. dependent	0.008705	0.018829	0.008620
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.13E-13	
Determinant resid covariance		3.75E-13	
Log likelihood		813.9280	
Akaike information criterion		-19.40563	
Schwarz criterion		-18.57792	
Number of coefficients		28	

**Tabela A125: Teste de normalidade dos resíduos VECM**

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 81

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.105809	0.151139	1	0.6974
2	0.260110	0.913371	1	0.3392
3	0.175772	0.417094	1	0.5184
Joint		1.481604	3	0.6865

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.894976	2.703313	1	0.1001
2	3.669945	1.514790	1	0.2184
3	4.337771	6.040008	1	0.0140
Joint		10.25811	3	0.0165

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.854452	2	0.2400
2	2.428161	2	0.2970
3	6.457102	2	0.0396
Joint	11.73972	6	0.0680

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

**Tabela A126: Teste de normalidade Jarque-Bera e média dos resíduos VECM**

	RESV_BALANCA_DE	RESV_LCREDITO_DE	RESV_LPIB_DE
Mean	2.42E-19	-1.84E-18	-7.47E-19
Median	2.60E-17	-3.63E-16	-6.94E-18
Maximum	0.014957	0.035868	0.010529
Minimum	-0.017175	-0.042966	-0.013723
Std. Dev.	0.006817	0.013226	0.004606
Skewness	-0.317537	-0.078287	-0.460338
Kurtosis	2.889499	4.058238	3.626261
Jarque-Bera	1.367788	3.766927	4.081164
Probability	0.504648	0.152062	0.129953
Sum	1.65E-17	-1.13E-16	-5.81E-17
Sum Sq. Dev.	0.003625	0.013643	0.001655
Observations	79	79	79

**Tabela A127: Teste LM de autocorrelação dos resíduos VECM**

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1 83

Included observations: 81

---



---

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lag h

---

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.40469	9	0.2490	1.283759	(9, 165.6)	0.2492
2	14.12068	9	0.1181	1.602457	(9, 165.6)	0.1182

---



---



---

Null hypothesis:  
No serial correlation  
at lags 1 to h

---

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.40469	9	0.2490	1.283759	(9, 165.6)	0.2492
2	24.38518	18	0.1428	1.384283	(18, 184.3)	0.1434

---

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**Tabela A128: Teste de homocedasticidade dos resíduos VECM**

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 1 83

Included observations: 81

---



---

Joint test:

---

Chi-sq	df	Prob.
57.37221	72	0.8955

---



---



---

Individual components:

---

Dependent	R-squared	F(12,68)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.222128	1.618167	0.1071	17.99239	0.1159
res2*res2	0.216083	1.561993	0.1242	17.50275	0.1316
res3*res3	0.074723	0.457626	0.9322	6.052567	0.9134
res2*res1	0.187150	1.304687	0.2365	15.15913	0.2328
res3*res1	0.124549	0.806190	0.6429	10.08849	0.6082
res3*res2	0.097772	0.614085	0.8230	7.919572	0.7914

---

**Tabela A129: Covariância entre os resíduos e variáveis VECM**

	LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE	RESV_LPIB_DE	RESV_LCREDITO_DE	RESV_BALANCA_DE
LPIB_DE	0,005816	0,015999	0,001789	1,86E-05	-0,000130	-3,82E-05
LCREDITO_DE	0,015999	0,057704	0,006125	1,04E-05	-0,000332	-0,000130
BALANCA_DE	0,001789	0,006125	0,000881	1,27E-05	-5,41E-05	2,09E-05
RESV_LPIB_DE	1,86E-05	1,04E-05	1,27E-05	2,09E-05	-1,67E-05	1,46E-05
RESV_LCREDITO_DE	-0,000130	-0,000332	-5,41E-05	-1,67E-05	0,000173	-6,72E-06
RESV_BALANCA_DE	-3,82E-05	-0,000130	2,09E-05	1,46E-05	-6,72E-06	4,59E-05

**Tabela A130: Sistema de p-values dos coeficientes VECM**

System: UNTITLED  
 Estimation Method: Least Squares  
 Sample: 3 83  
 Included observations: 81  
 Total system (balanced) observations 243

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.036690	0.009280	-3.953745	0.0001
C(2)	0.182695	0.080252	2.276509	0.0238
C(3)	0.005573	0.039438	0.141317	0.8877
C(4)	0.029351	0.081772	0.358934	0.7200
C(5)	-0.047702	0.006542	-7.291072	0.0000
C(6)	0.019427	0.006153	3.157505	0.0018
C(7)	0.002834	0.006243	0.454001	0.6503
C(8)	0.003138	0.006210	0.505299	0.6139
Determinant residual covariance		3.75E-13		

Equation:  $D(LPIB\_DE) = C(1) * (LPIB\_DE(-1) - 0.118100727528 * LCREDITO\_DE(-1) - 1.39353887057 * BALANCA\_DE(-1) - 11.7694810459) + C(2) * D(LPIB\_DE(-1)) + C(3) * D(LCREDITO\_DE(-1)) + C(4) * D(BALANCA\_DE(-1)) + C(5) * DUMMY\_LPIB\_DE + C(6) * DUMMY2\_LPIB\_DE + C(7) * DUMMY\_LCREDITO\_DE + C(8) * DUMMY2\_LCREDITO\_DE$

Observations: 81

R-squared	0.546808	Mean dependent var	0.0034
Adjusted squared	R-	S.D. dependent var	0.0087
	0.503351	Sum squared resid	0.0027
S.E. of regression	0.006135		47

**Tabela A131: Causalidade à Granger VECM**

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests  
 Sample: 1 83  
 Included observations: 81

Dependent variable: D(LPIB\_DE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LCREDITO_DE)	0.019970	1	0.8876
D(BALANCA_DE)	0.128834	1	0.7196

All	0.150933	2	0.9273
-----	----------	---	--------

Dependent variable: D(LCREDITO\_DE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPIB_DE)	2.392964	1	0.1219
D(BALANCA_DE)	1.730070	1	0.1884
All	4.620324	2	0.0992

Dependent variable: D(BALANCA\_DE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPIB_DE)	0.630322	1	0.4272
D(LCREDITO_DE)	0.707776	1	0.4002
All	1.476081	2	0.4780

**Tabela A132: Decomposição da variância VECM**

Variance Decomposition of  
LPIB\_DE:

Period	S.E.	LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE
1	0.006135	94.21573	5.784274	0.000000
2	0.009496	94.53371	4.997490	0.468802
3	0.011930	94.56871	4.400174	1.031112
4	0.013865	94.28502	3.908258	1.806725
5	0.015488	93.73344	3.475929	2.790635
6	0.016904	92.92568	3.091275	3.983044
7	0.018174	91.87088	2.751091	5.378028
8	0.019339	90.57887	2.455129	6.966000
9	0.020426	89.06210	2.203986	8.733910
10	0.021457	87.33601	1.998269	10.66572
11	0.022448	85.41887	1.838215	12.74292
12	0.023412	83.33135	1.723531	14.94512

Variance Decomposition of  
LCREDITO\_DE:

Period	S.E.	LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE
1	0.014887	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.022207	1.518253	98.27787	0.203873
3	0.027900	2.416391	97.45443	0.129177
4	0.032894	3.122000	96.74407	0.133926
5	0.037468	3.726706	96.03590	0.237390
6	0.041776	4.278073	95.28873	0.433197
7	0.045903	4.795562	94.49339	0.711047
8	0.049904	5.288167	93.65245	1.059382
9	0.053816	5.760192	92.77274	1.467071
10	0.057662	6.213808	91.86235	1.923840
11	0.061462	6.650177	90.92937	2.420451
12	0.065227	7.069989	89.98129	2.948724

Variance Decomposition of BALANCA_DE:				
Period	S.E.	LPIB_DE	LCREDITO_DE	BALANCA_DE
1	0.008579	11.26553	0.061613	88.67286
2	0.010957	9.391073	0.918757	89.69017
3	0.013055	8.290207	1.206774	90.50302
4	0.014873	7.568878	1.413668	91.01745
5	0.016522	7.039046	1.566872	91.39408
6	0.018046	6.618031	1.692723	91.68925
7	0.019474	6.265766	1.801667	91.93257
8	0.020827	5.960602	1.899501	92.13990
9	0.022117	5.689831	1.989531	92.32064
10	0.023356	5.445452	2.073796	92.48075
11	0.024550	5.222138	2.153616	92.62425
12	0.025705	5.016174	2.229879	92.75395

Cholesky Ordering: LCREDITO\_DE LPIB\_DE BALANCA\_DE

## Portugal: Crédito para o Setor Privado

Figura B1: Série da taxa de crescimento do crédito (dcredito\_pt) e da variação da taxa de crescimento do crédito (ddcredito\_pt)

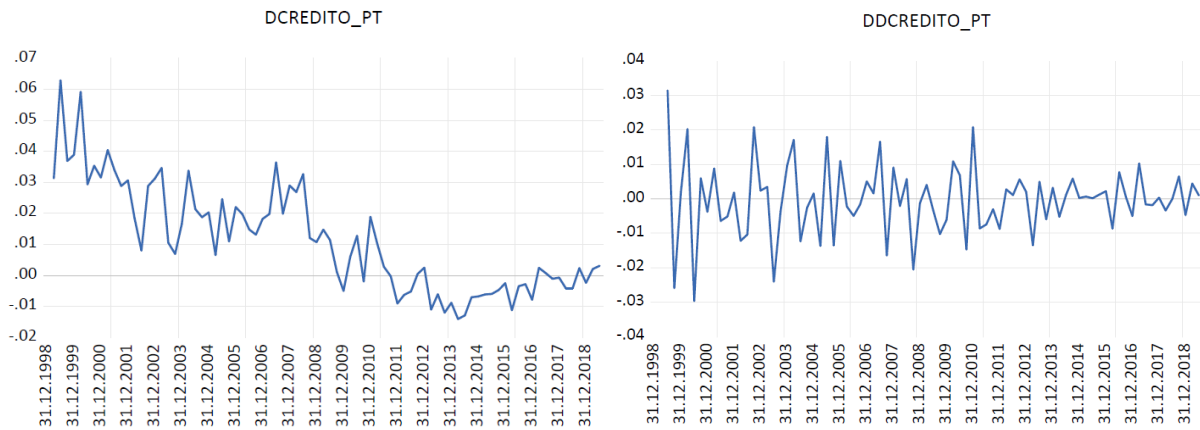
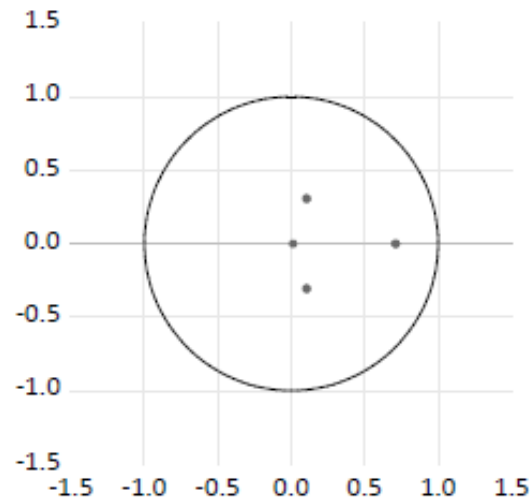


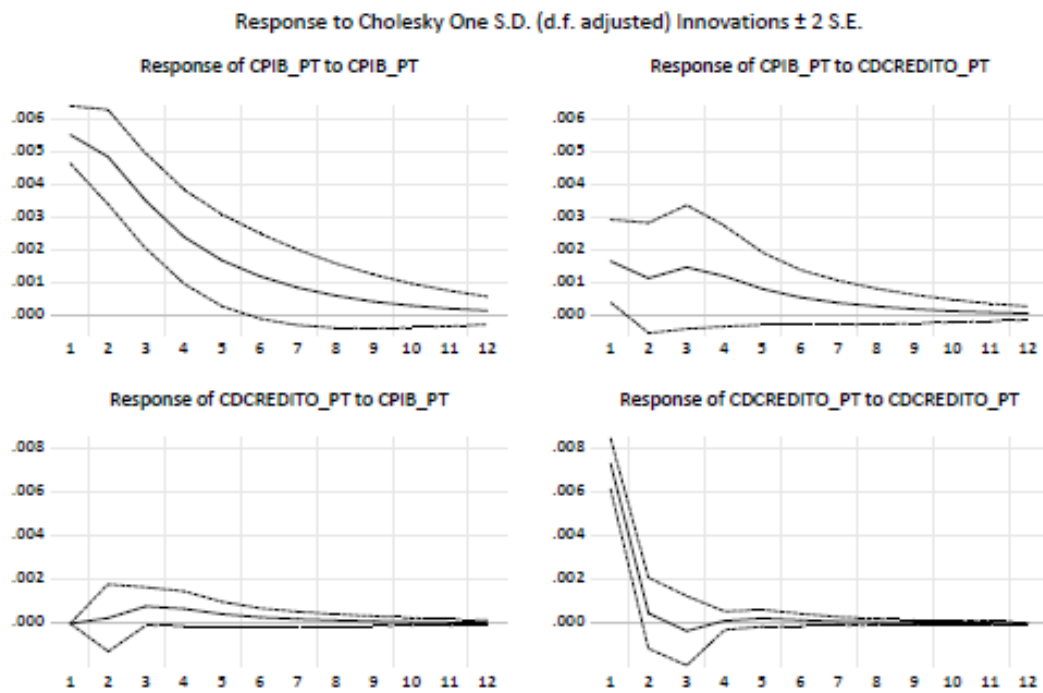
Figura B2: Raízes inversas do polinómio característico VAR Ciclos

### Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

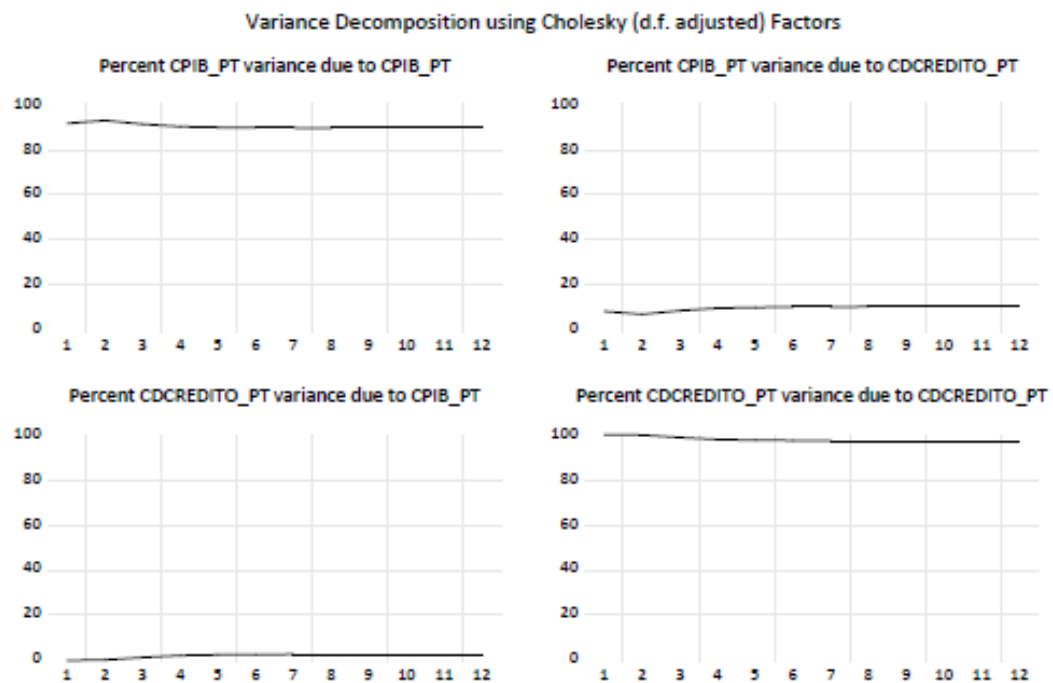




**Figura B3: FIR VAR Ciclos**

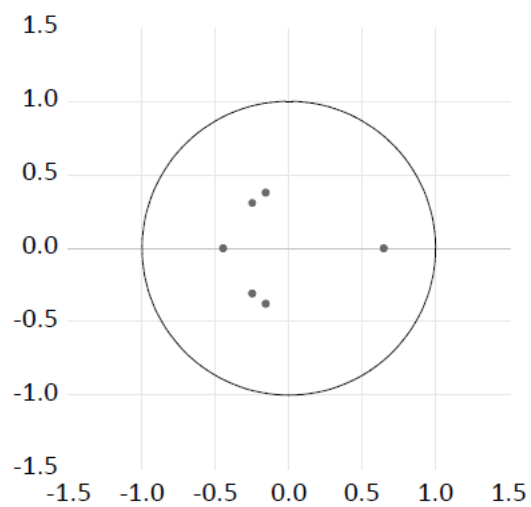


**Figura B4: Decomposição da variância VAR Ciclos**



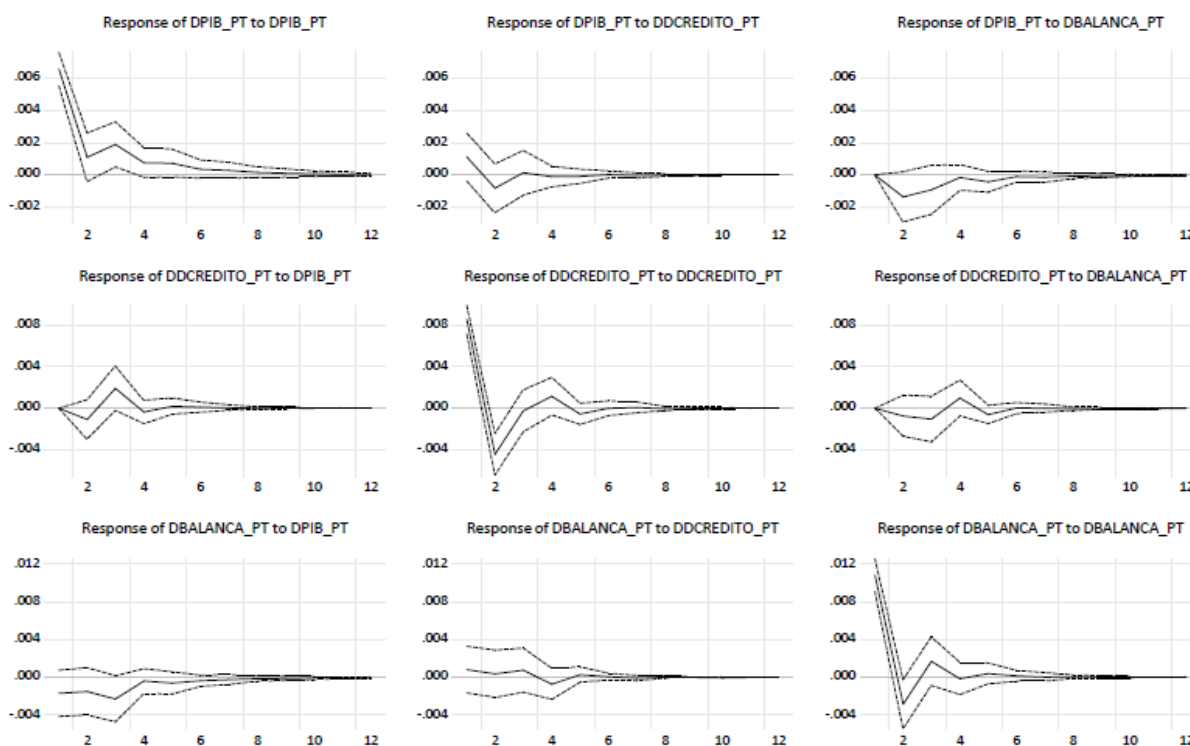
**Figura B5: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças**

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

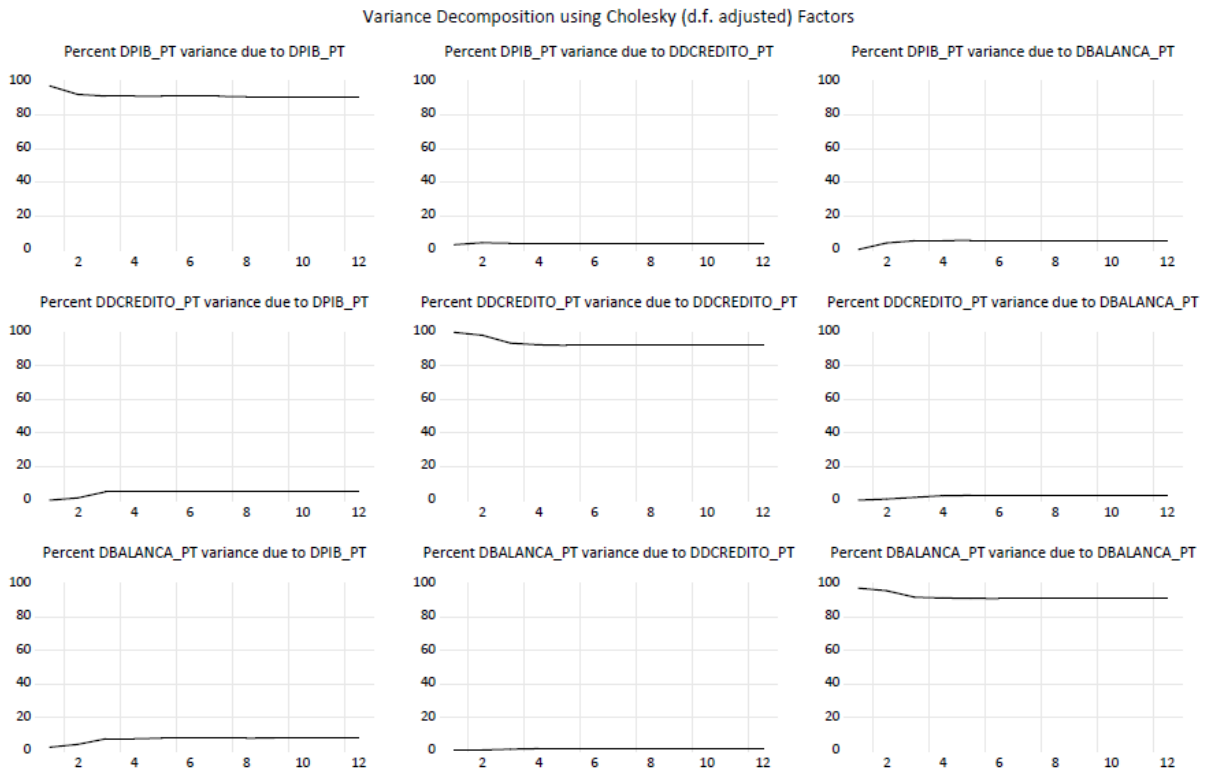


**Figura B6: FIR VAR Diferenças**

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.

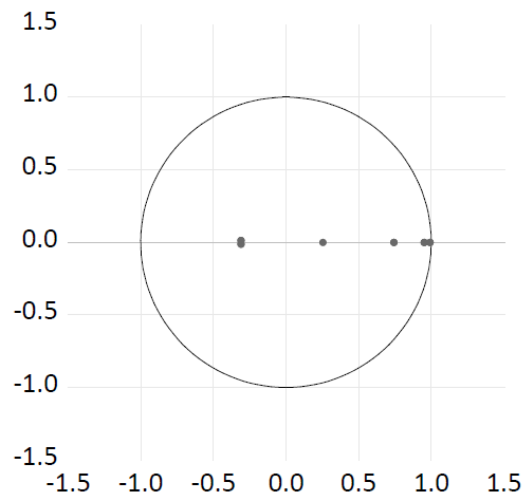


**Figura B7: Decomposição da variância VAR Diferenças**



**Figura B8: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM**

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



## Portugal: Dívida Governamental

Figura B9: Raízes inversas do polinómio característico VAR Ciclos

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

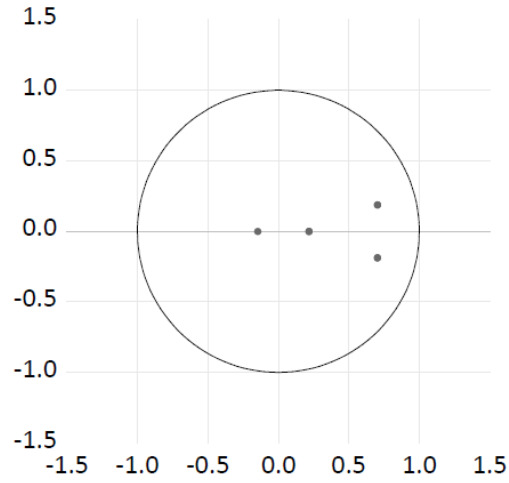
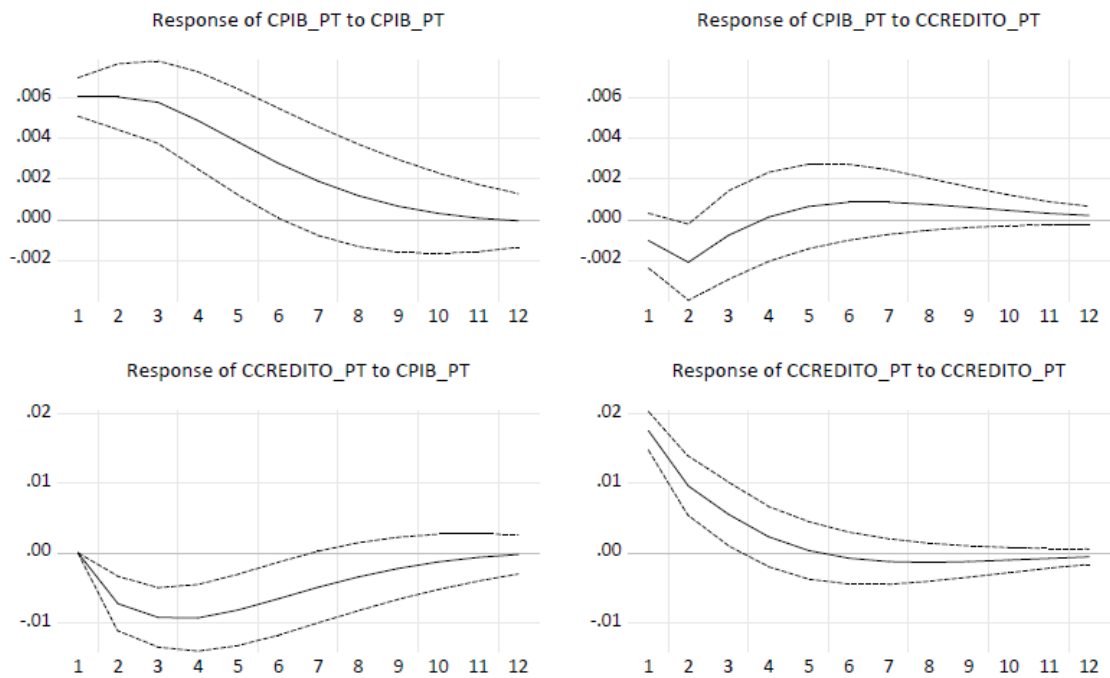
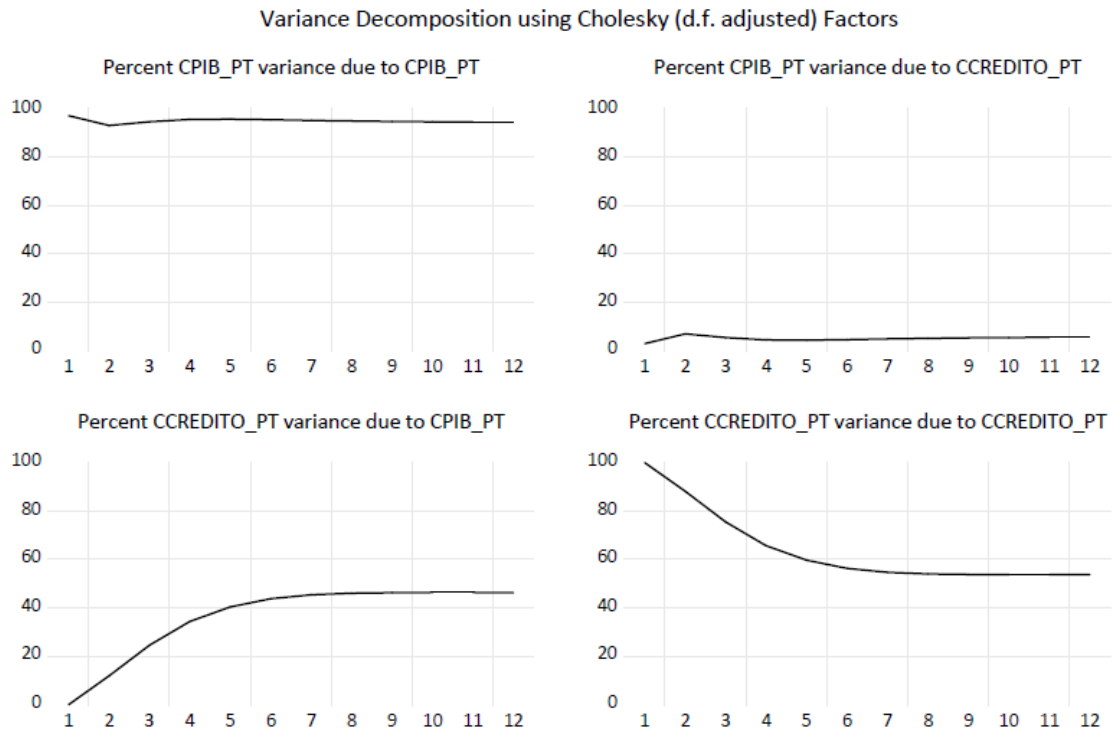


Figura B10: FIR VAR Ciclos

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.

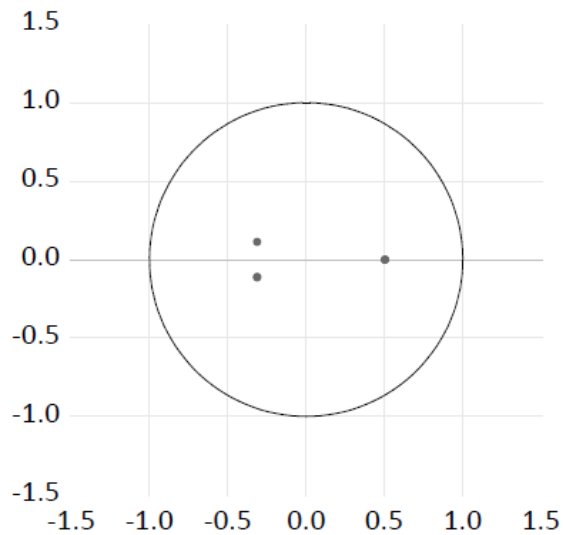


**Figura B11: Decomposição da variância VAR Ciclos**

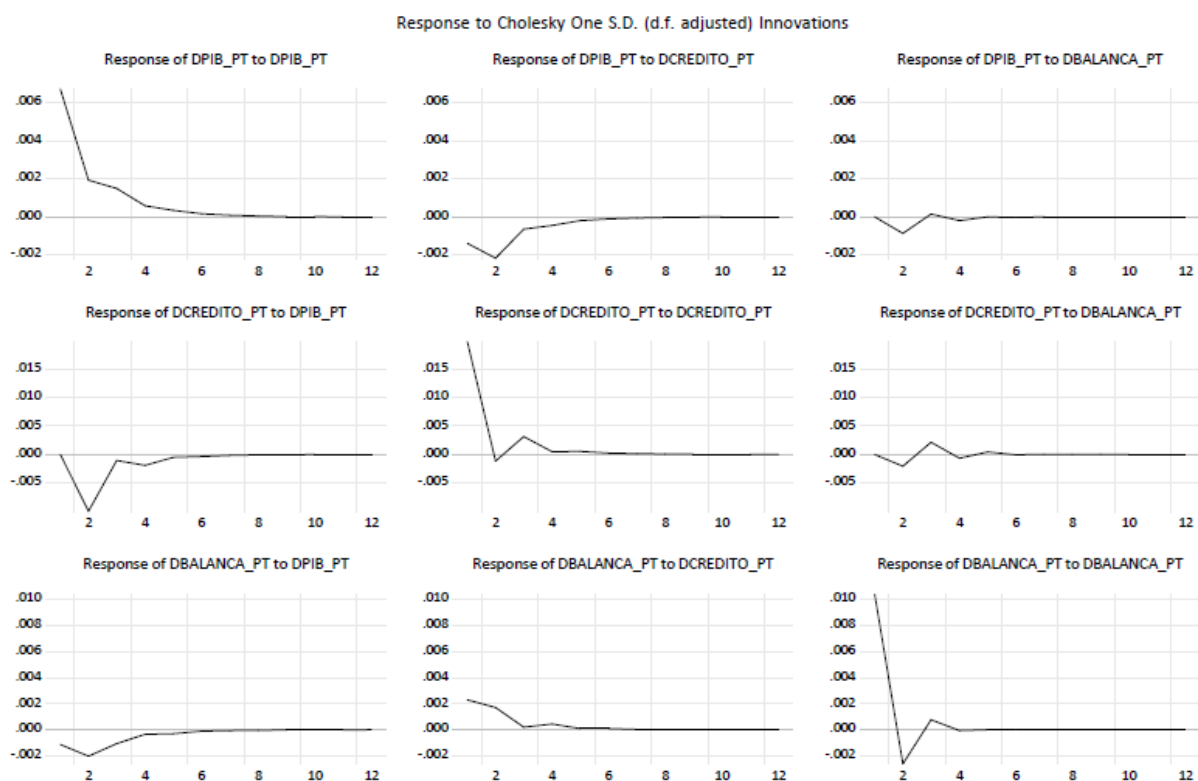


**Figura B12: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças**

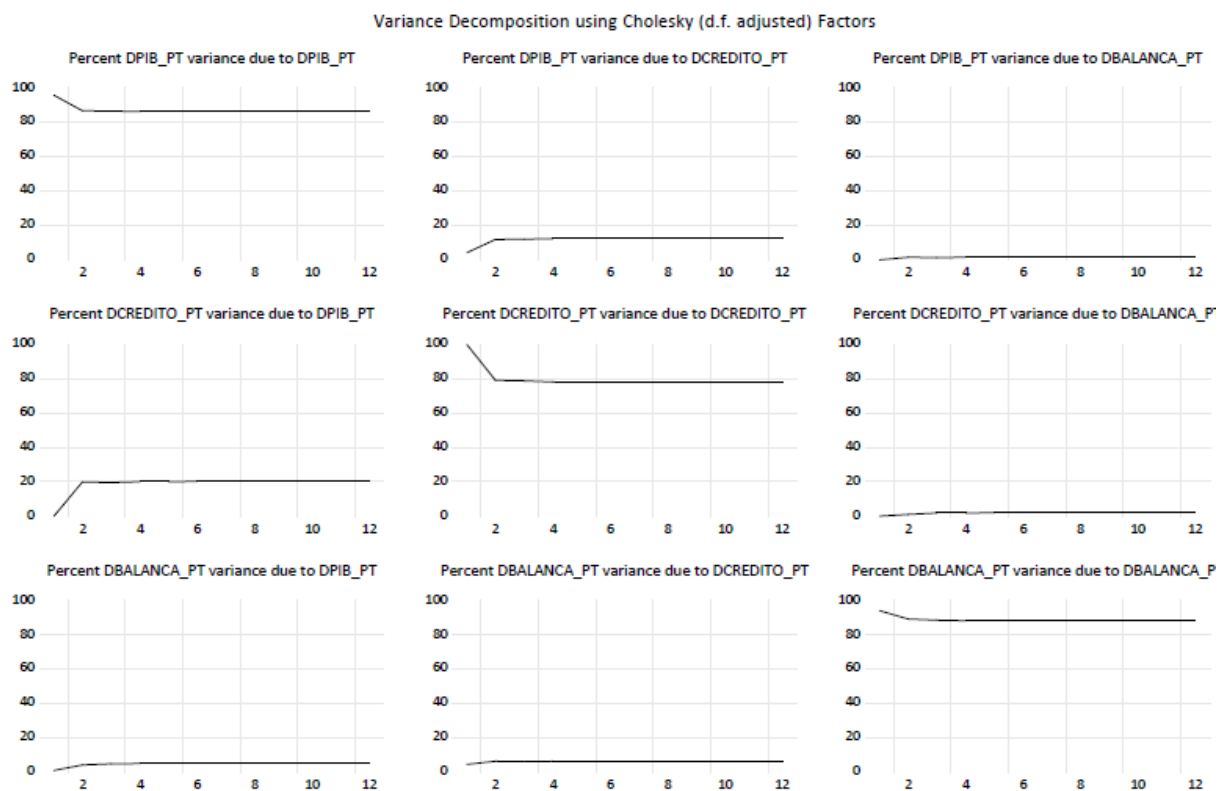
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



**Figura B13: FIR VAR Diferenças**

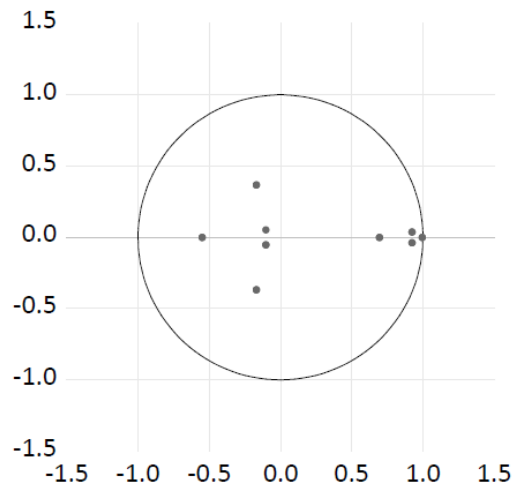


**Figura B14: Decomposição da variância VAR Diferenças**



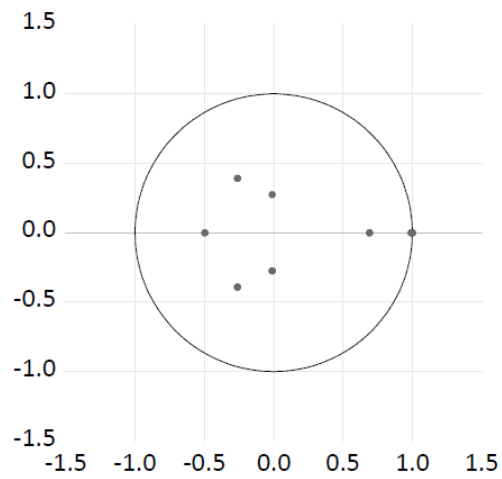
**Figura B15: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM**

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

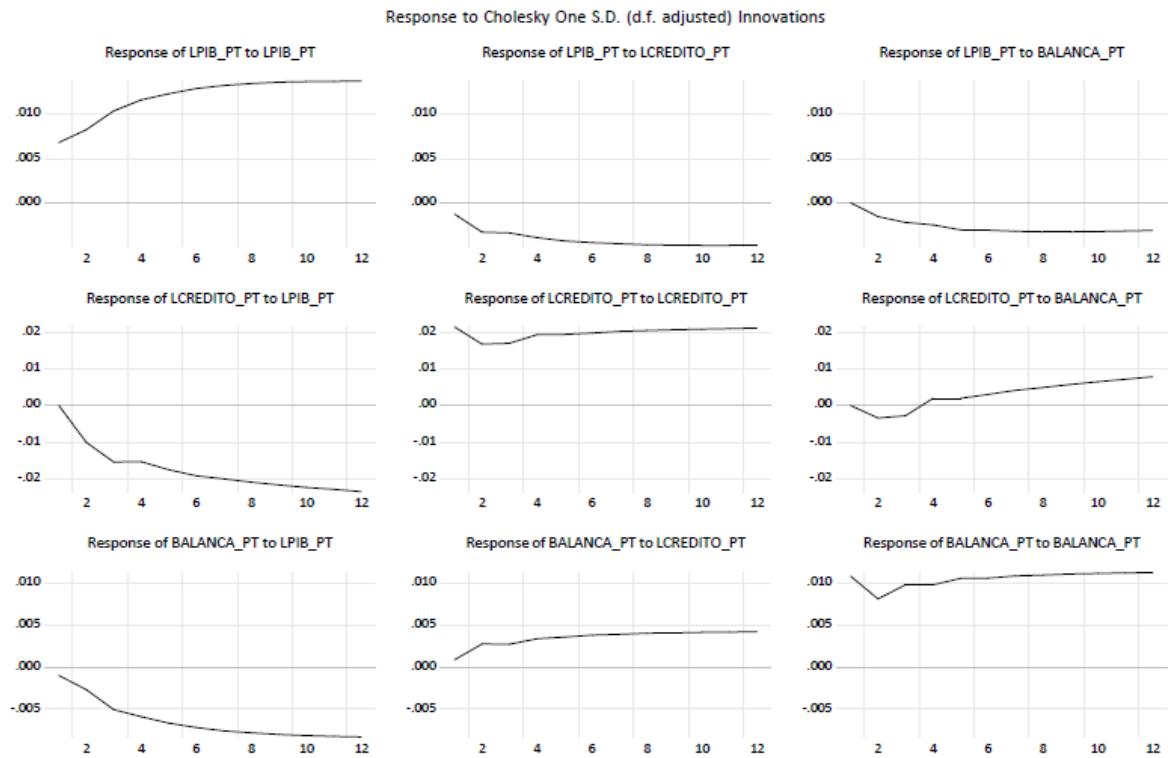


**Figura B16: Raízes inversas do polinómio característico VECM**

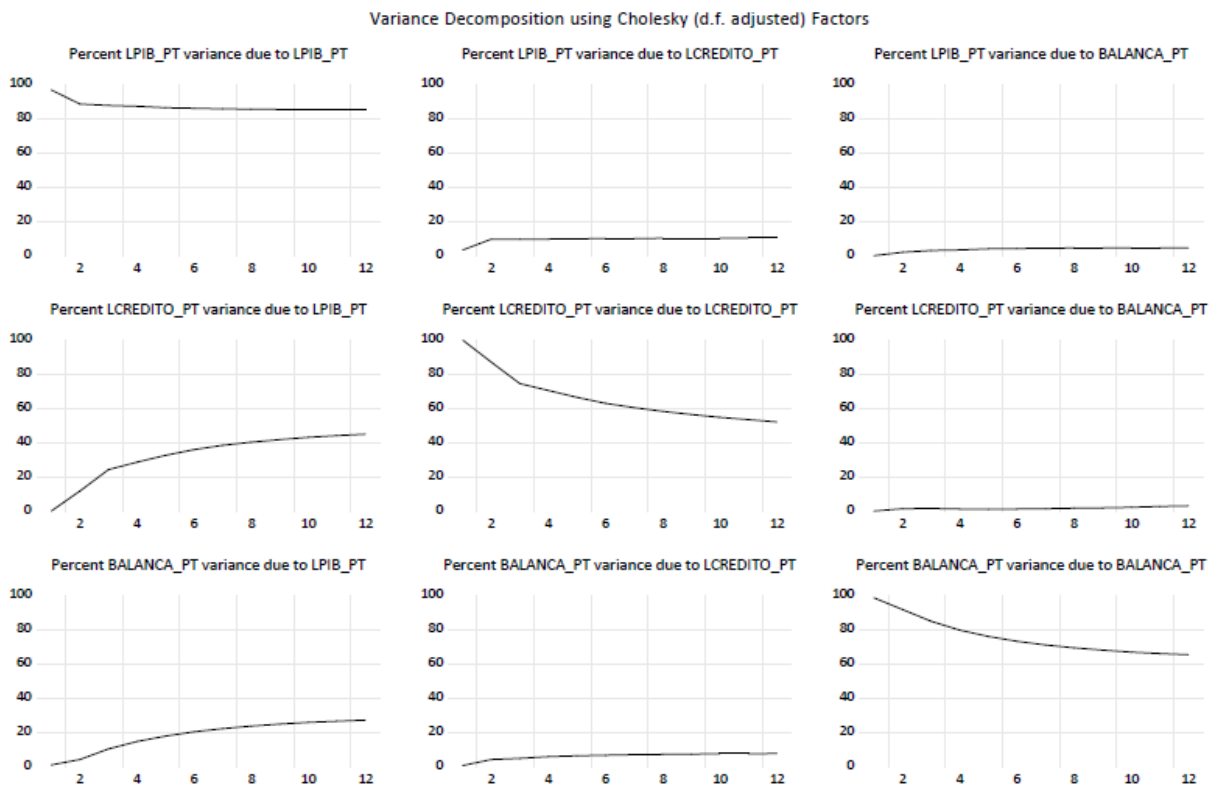
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



**Figura B17: FIR VECM**



**Figura B18: Decomposição da variância VECM**





## Alemanha: Crédito para o Setor Privado

Figura B19: Raízes inversas do polinômio característico VAR Ciclos

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

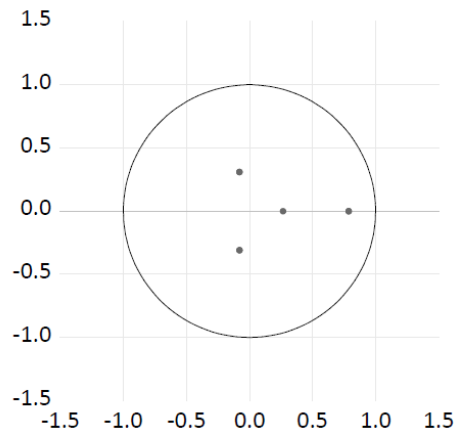
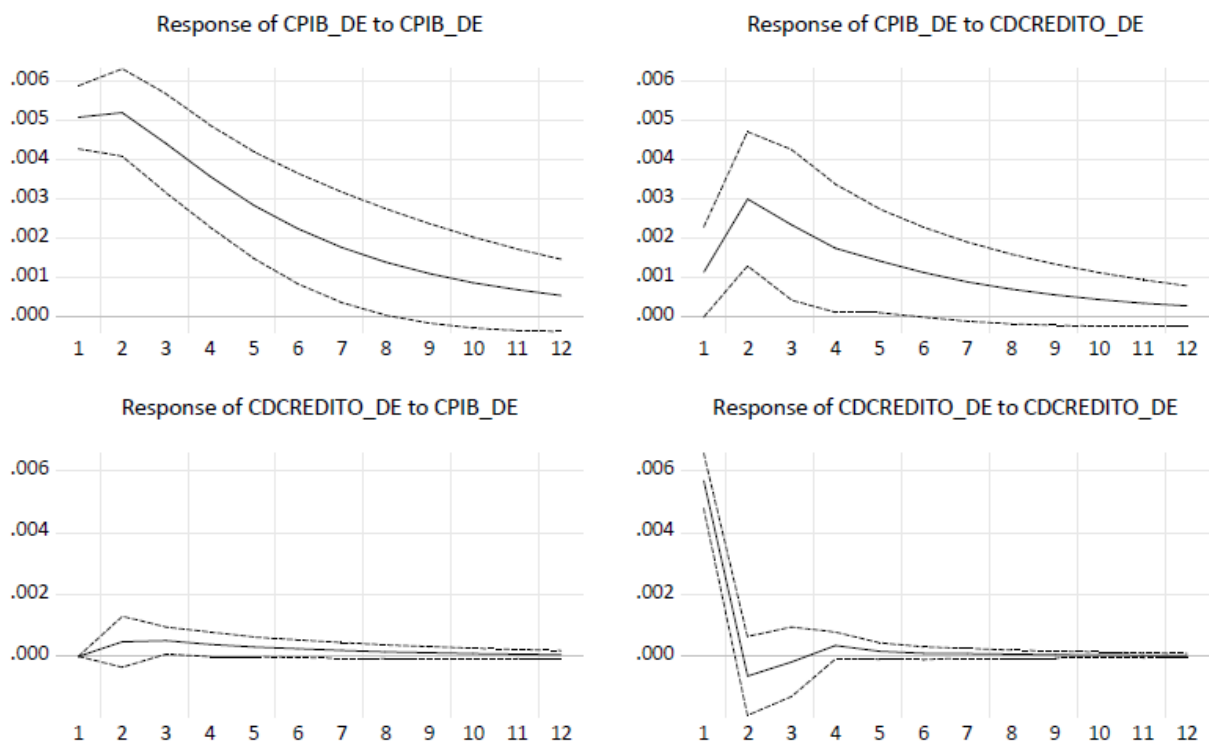
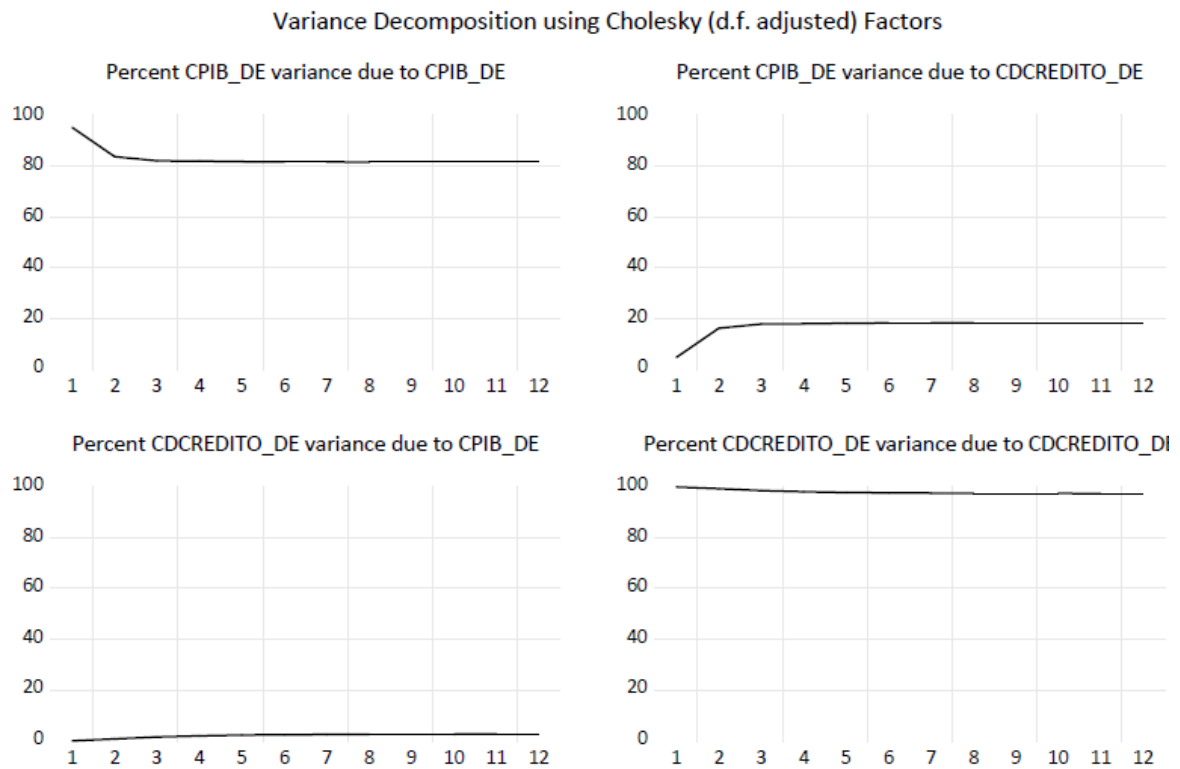


Figura B20: FIR VAR Ciclos

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.

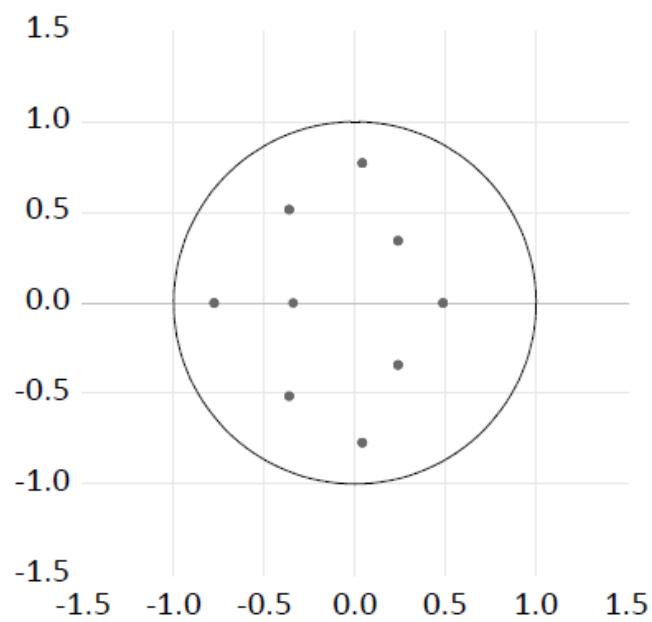


**Figura B21: Decomposição da variância VAR Ciclos**

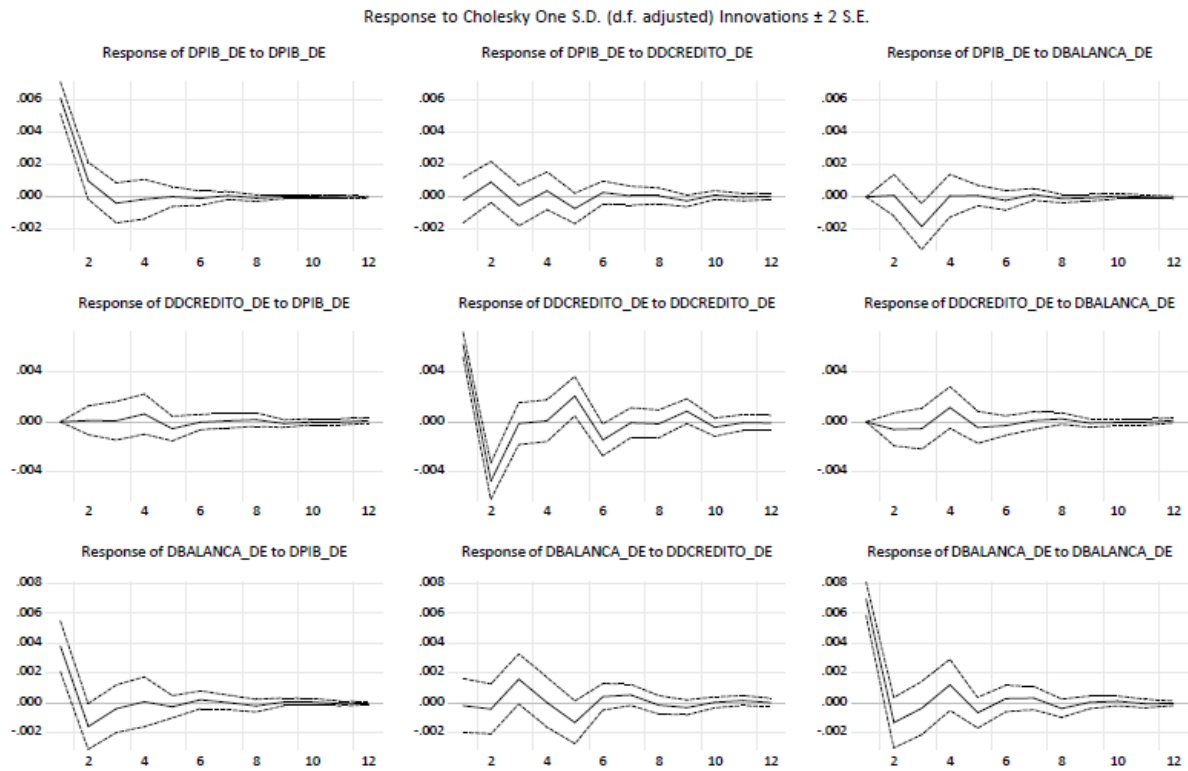


**Figura B22: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças**

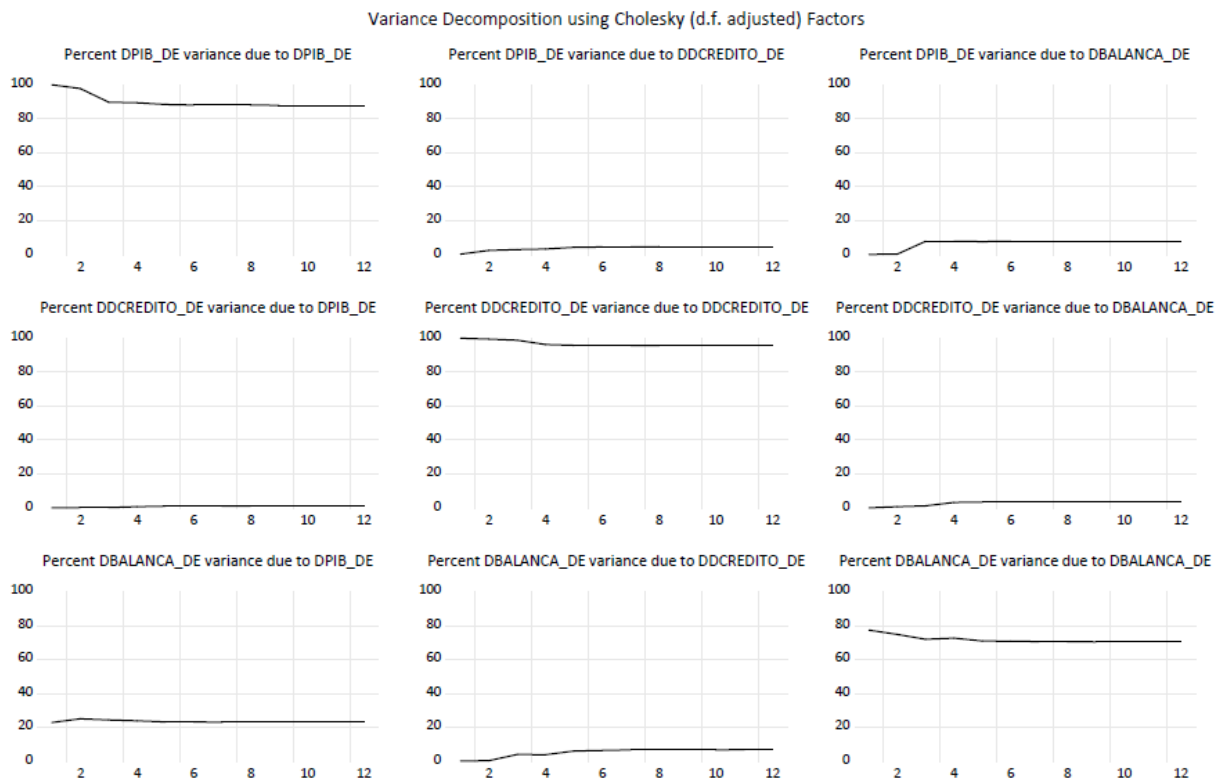
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



**Figura B23: FIR VAR Diferenças**

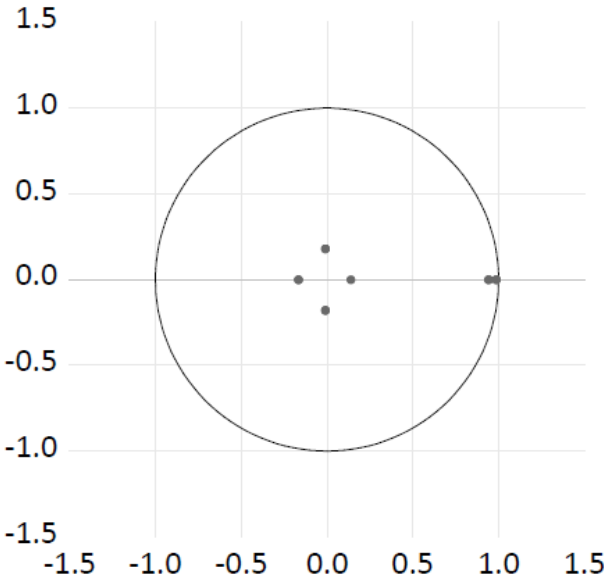


**Figura B24: Decomposição da variância VAR Diferenças**



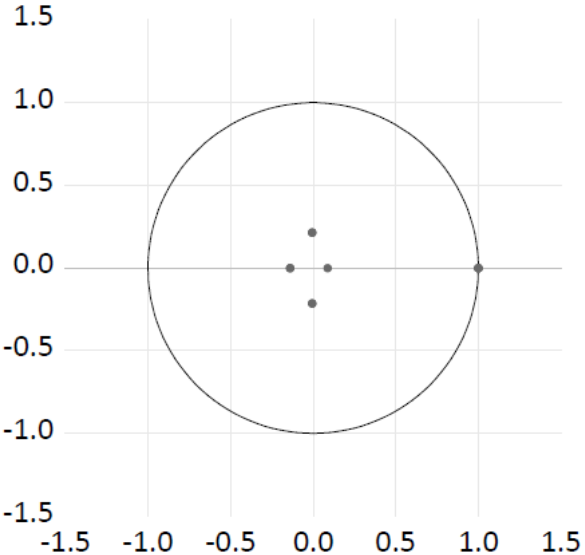
**Figura B25: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM**

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

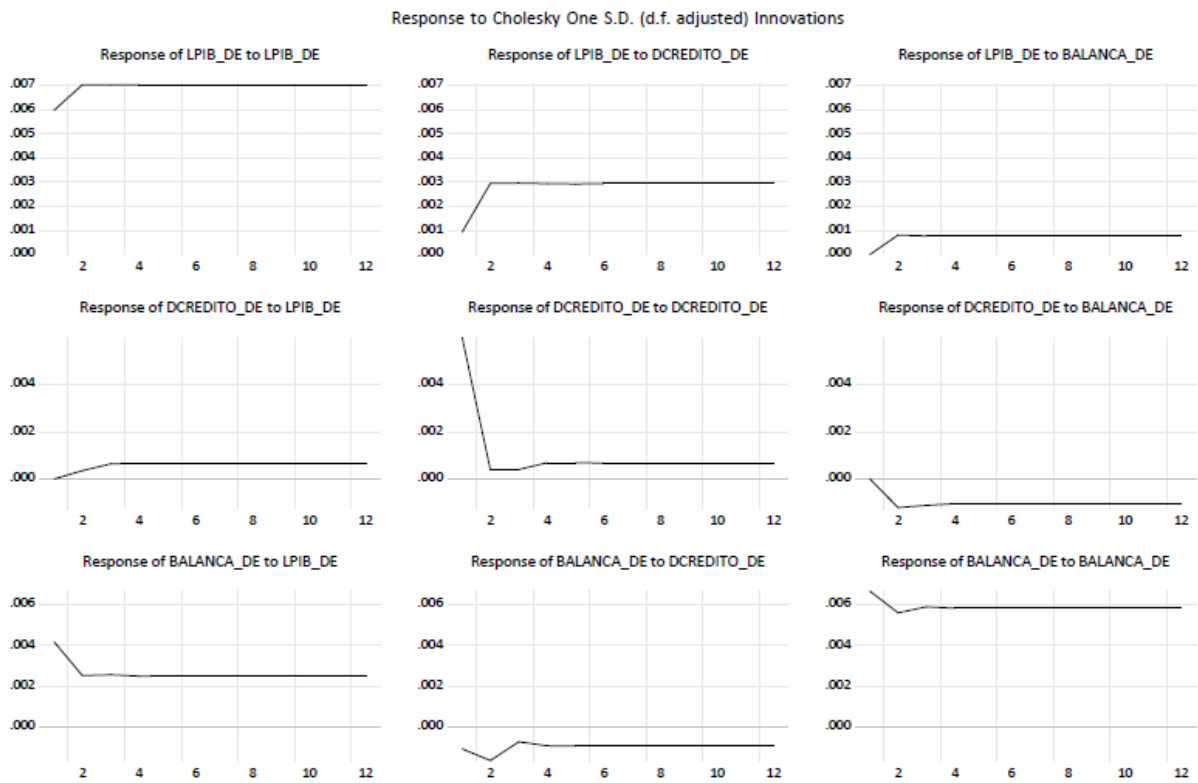


**Figura B26: Raízes inversas do polinómio característico VECM**

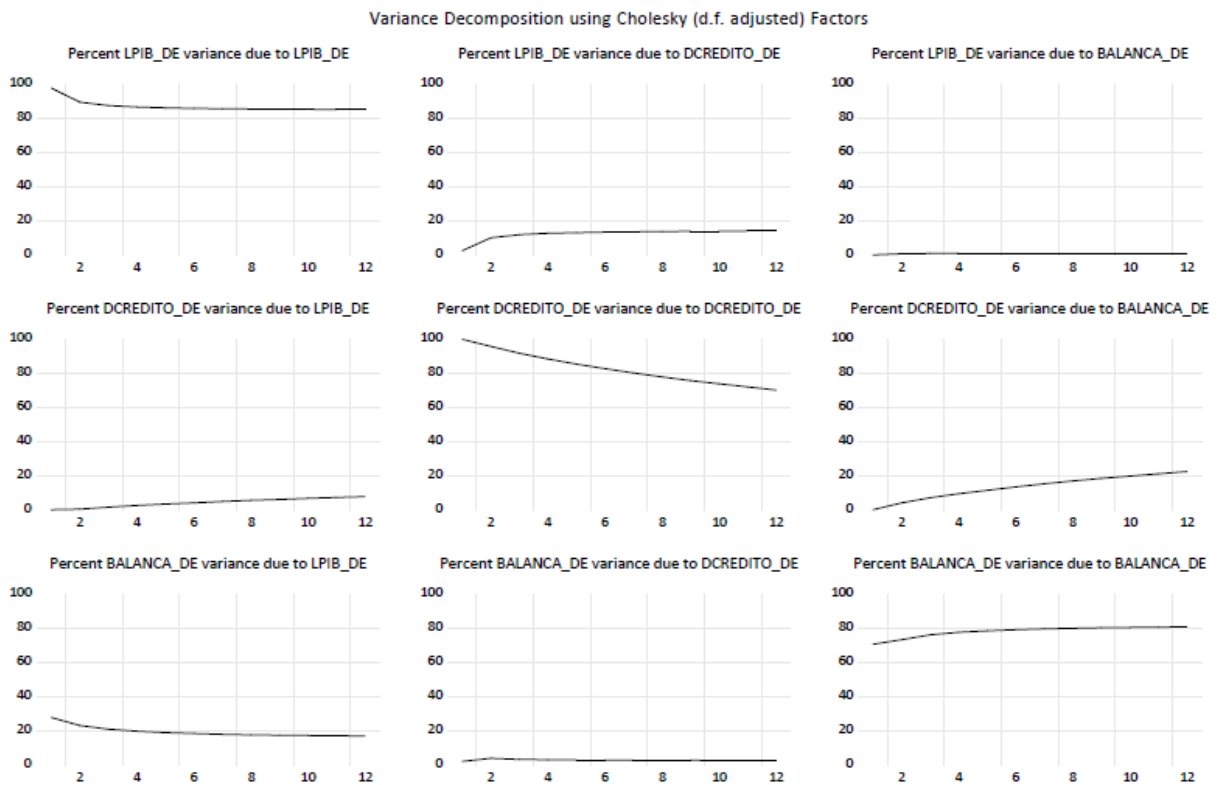
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



**Figura B27: FIR VECM**



**Figura B28: Decomposição da variância VECM**



## Alemanha: Crédito para o governo

Figura B29: Raízes inversas do polinómio característico VAR Ciclos

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

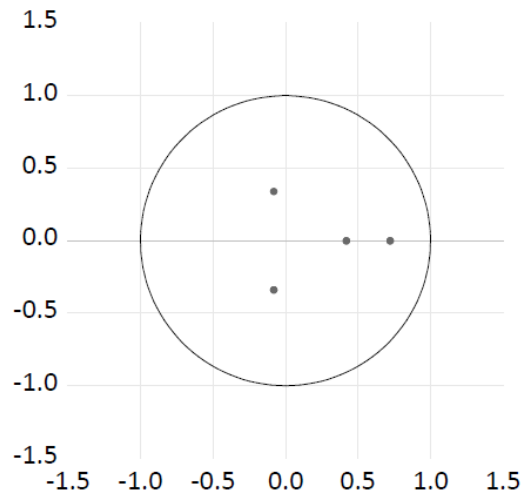
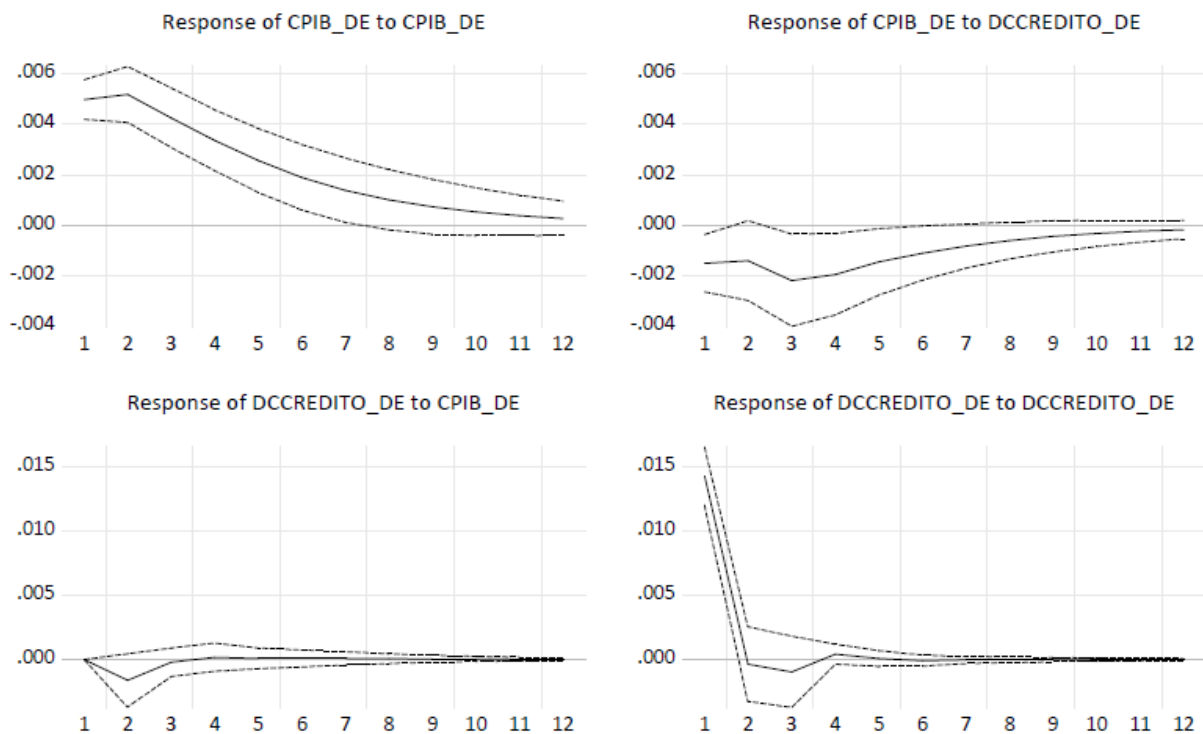
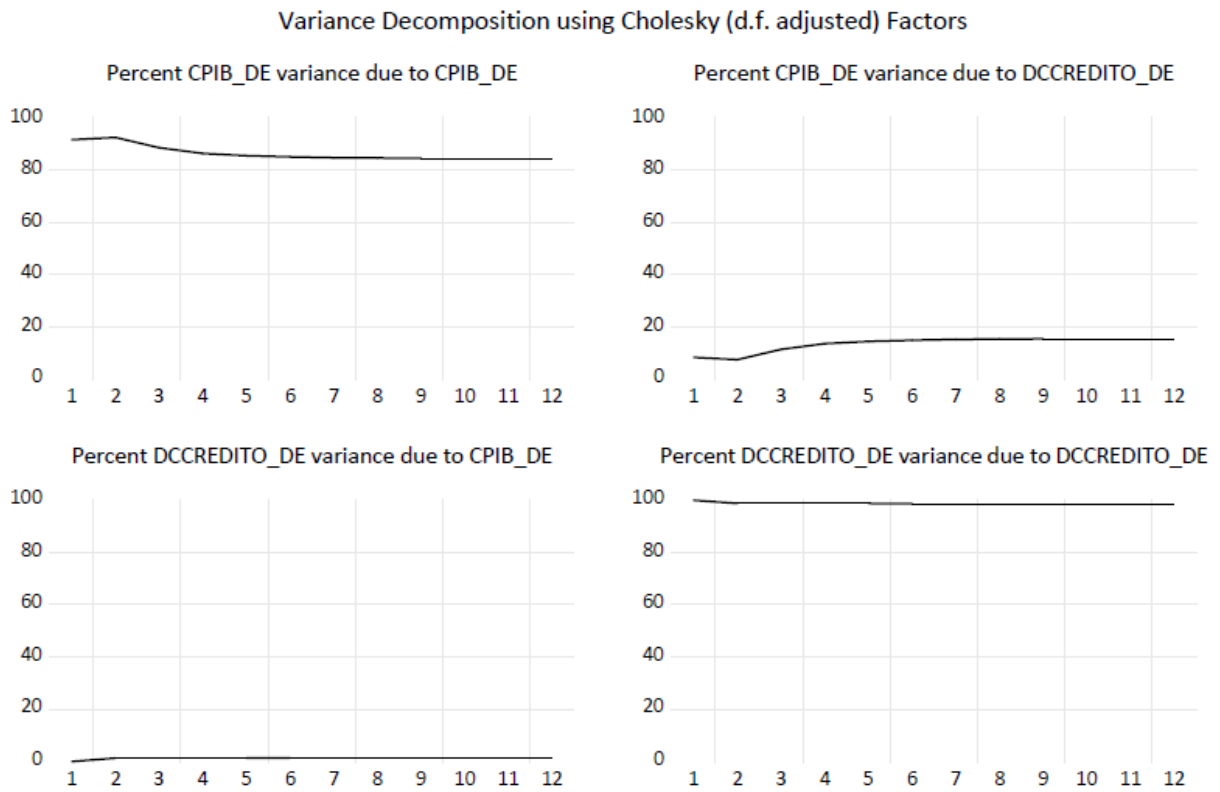


Figura B30: FIR VAR Ciclos

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.

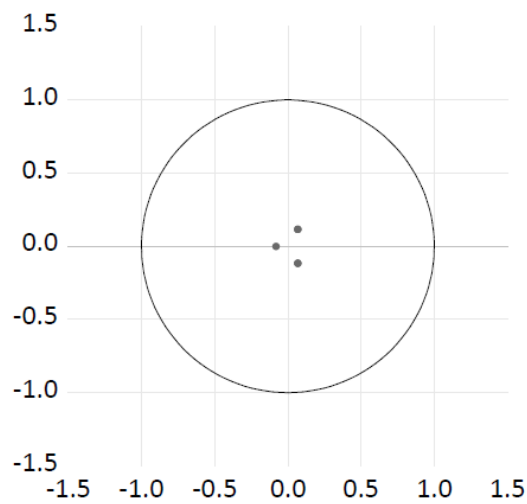


**Figura B31: Decomposição da variância VAR Ciclos**

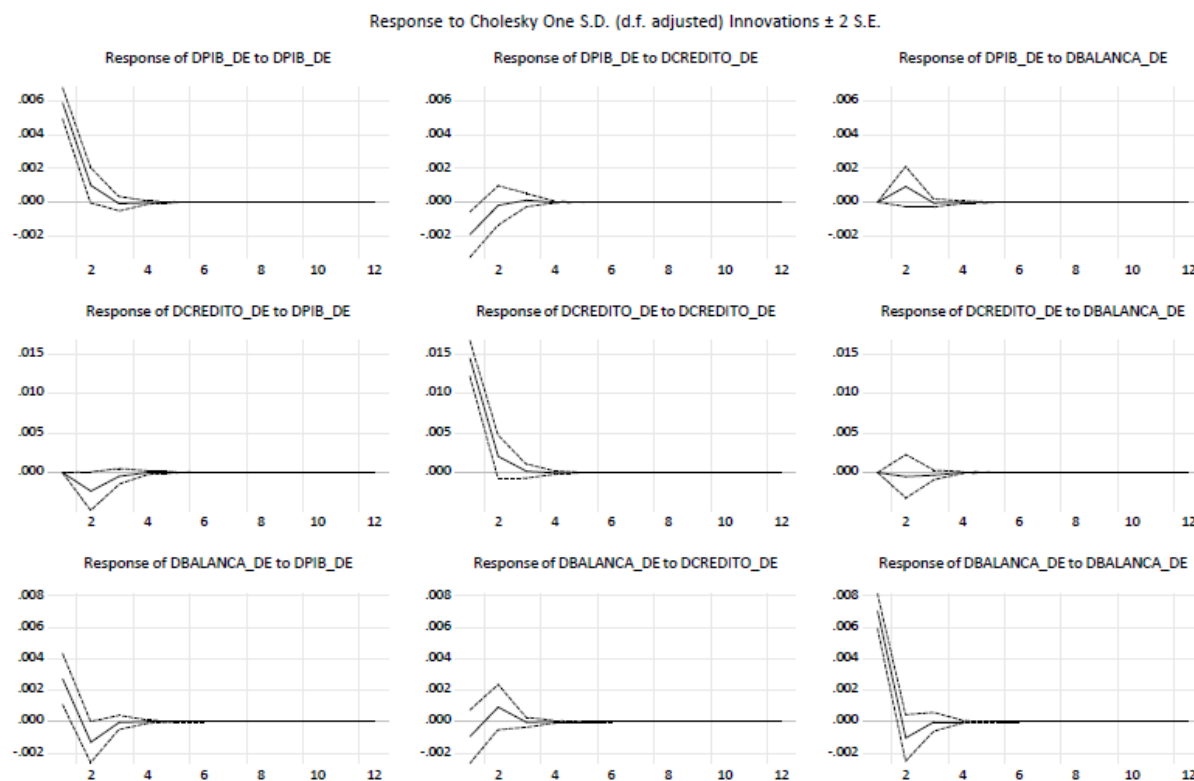


**Figura B32: Raízes inversas do polinómio característico VAR Diferenças**

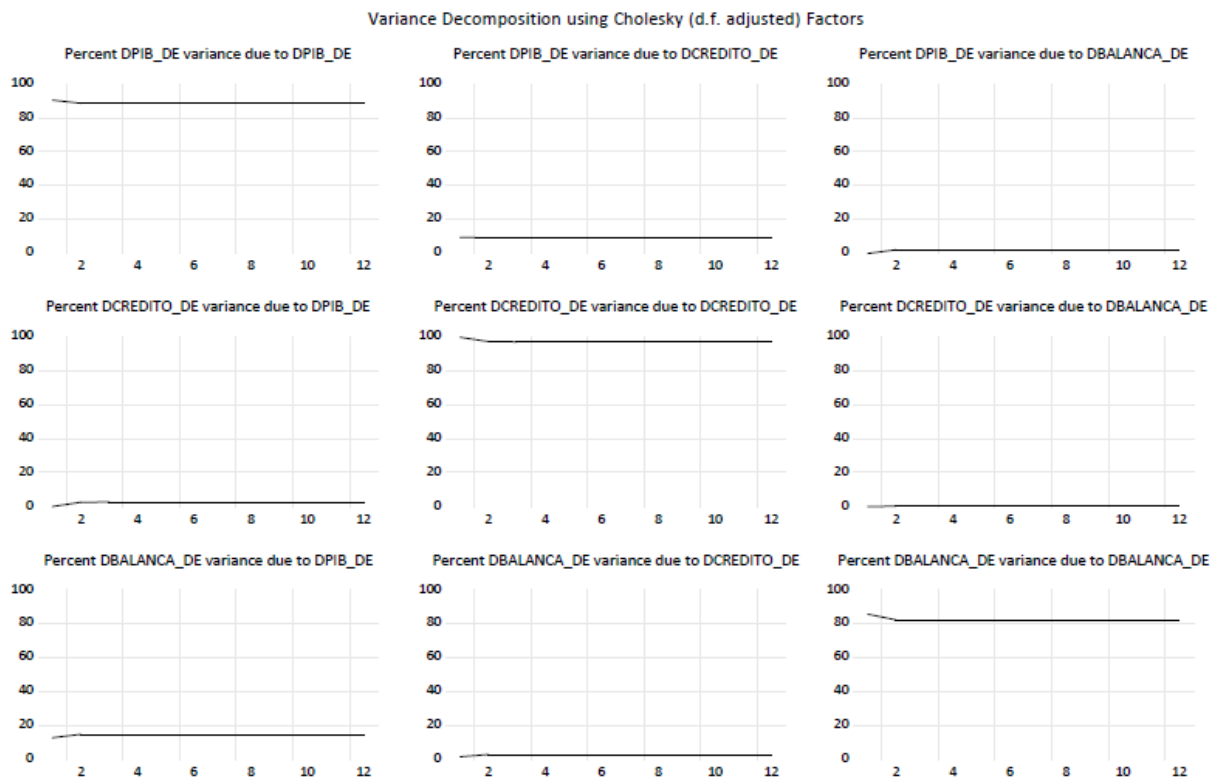
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



**Figura B33: FIR VAR Diferenças**



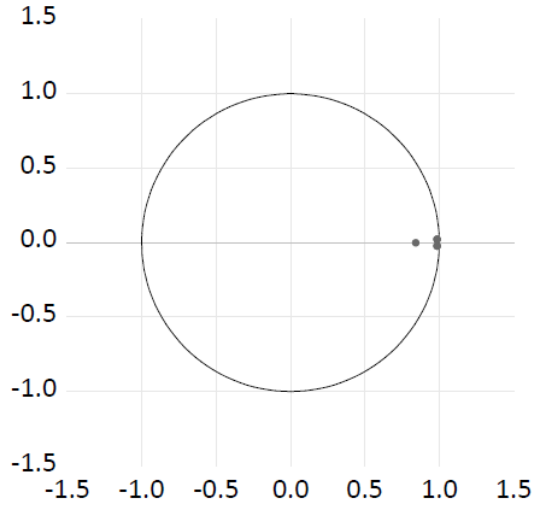
**Figura B34: Decomposição da variância VAR Diferenças**





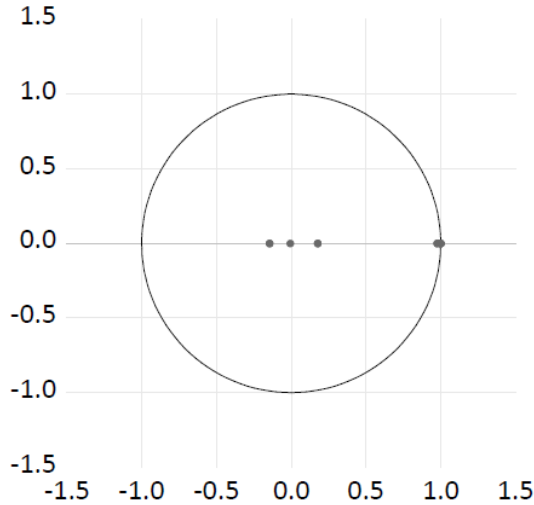
**Figura B35: Raízes inversas do polinómio característico VAR VECM**

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

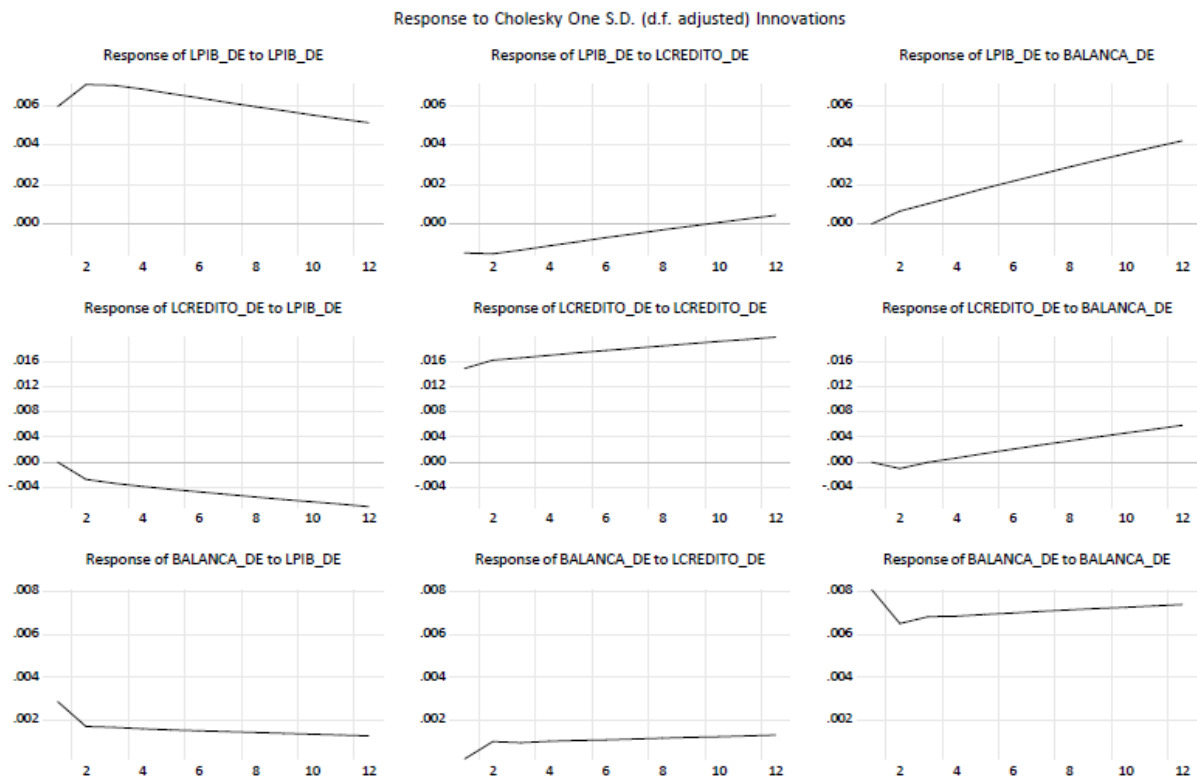


**Figura B36: Raízes inversas do polinómio característico VECM**

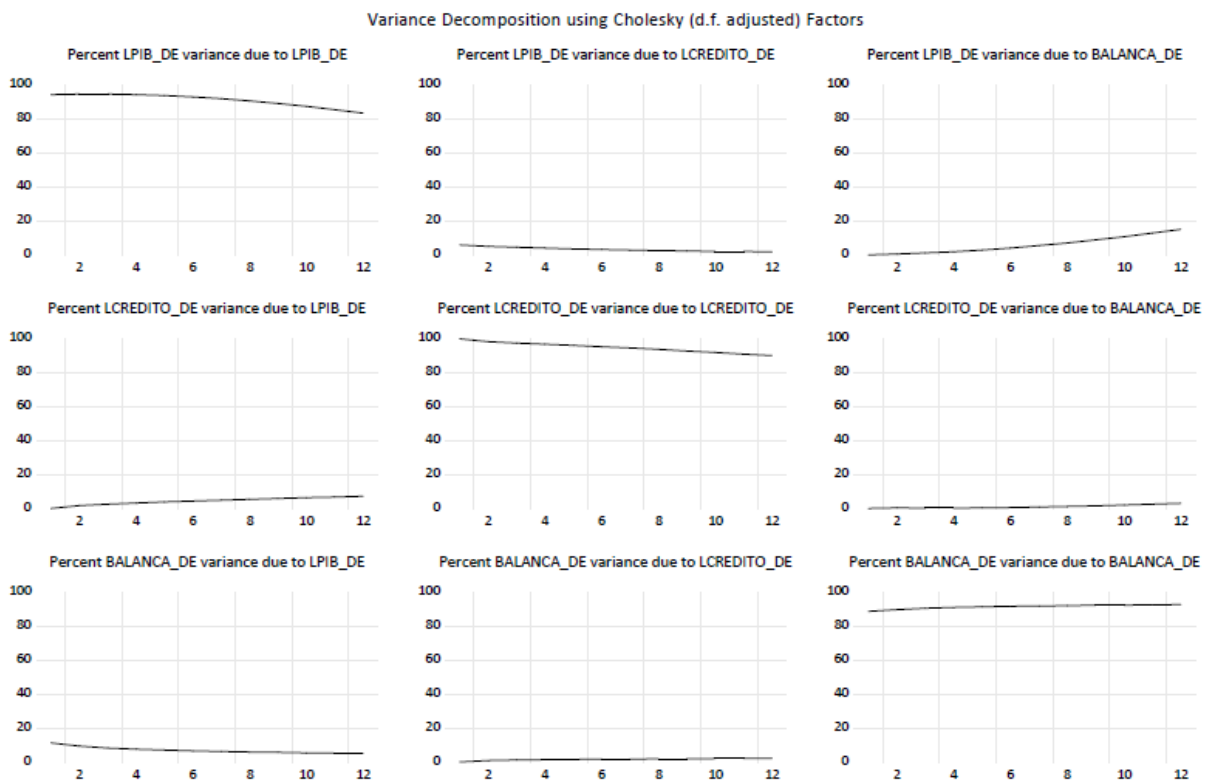
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



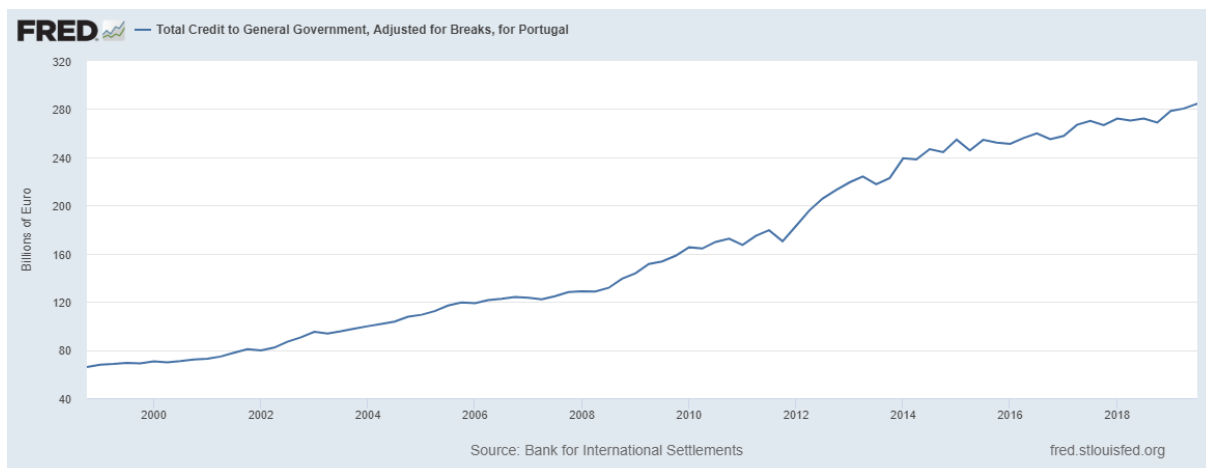
**Figura B37: FIR VECM**



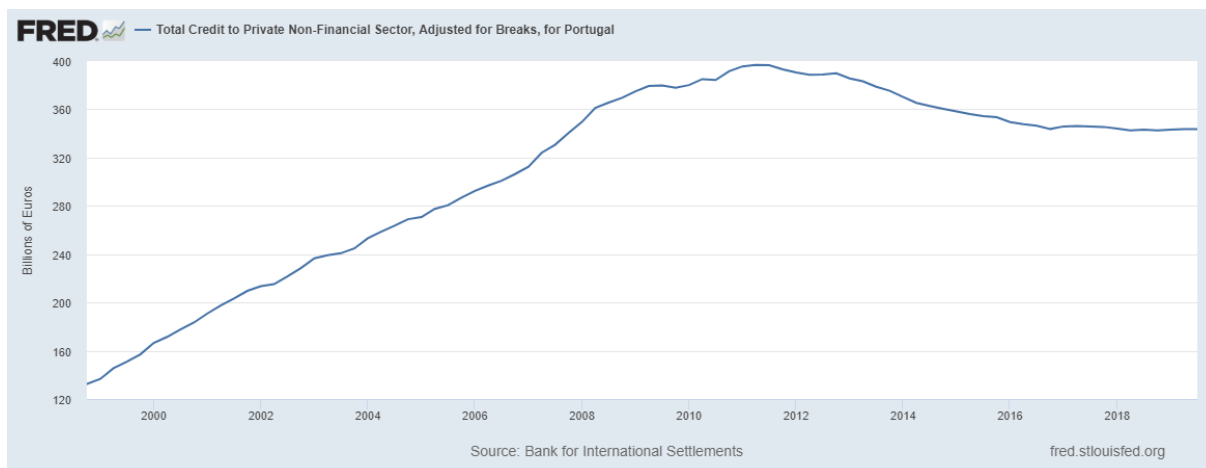
**Figura B38: Decomposição da variância VECM**



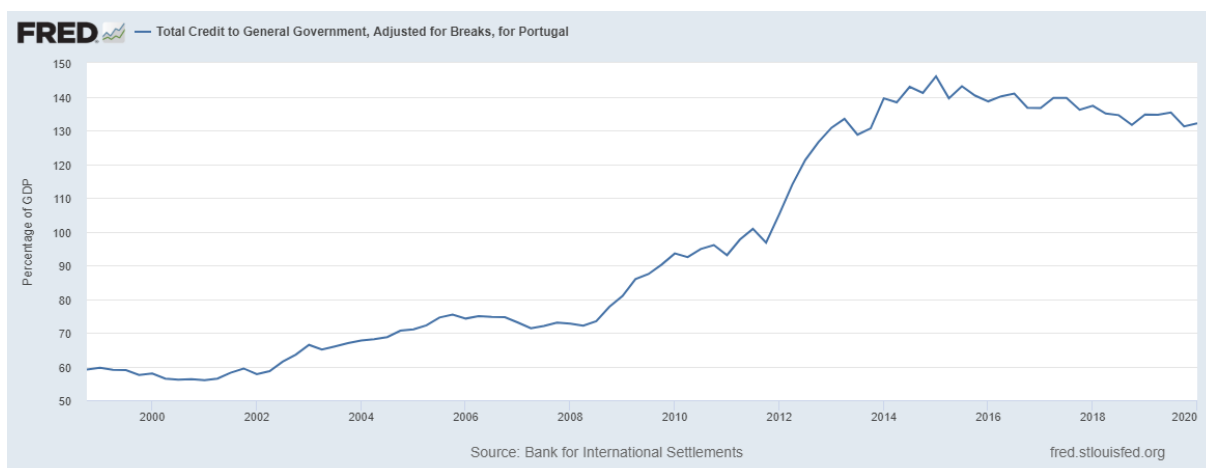
**Figura B39: Crédito total para o governo, Portugal**



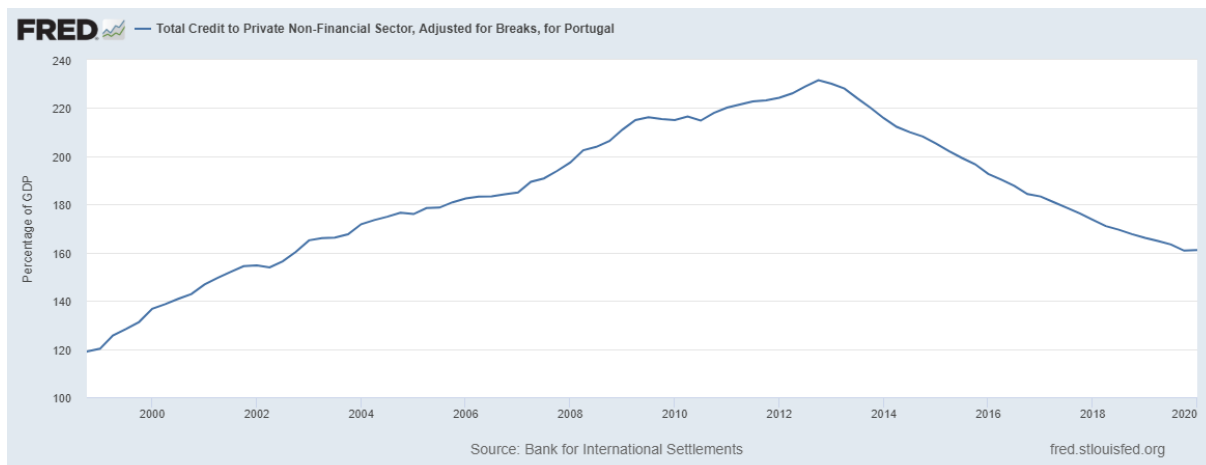
**Figura B40: Crédito total para o setor privado não financeiro, Portugal**



**Figura B41: Crédito total para o governo em percentagem do PIB, Portugal**



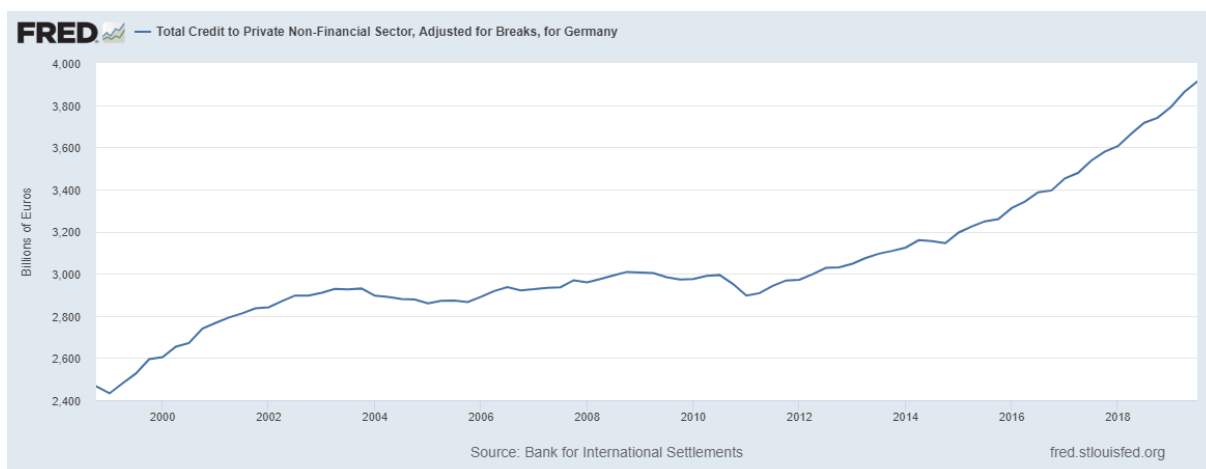
**Figura B42: Crédito total para o setor privado não financeiro em percentagem do PIB, Portugal**



**Figura B43: Crédito total para o setor privado não financeiro em percentagem do PIB, Alemanha**



**Figura B44: Crédito total para o setor privado não financeiro, Alemanha**



**Figura B45: Crédito total para o governo em percentagem do PIB, Alemanha**



**Figura B46: Crédito total para o governo, Alemanha**

