



**Instituto Universitário de Lisboa**

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

**A relação entre o risco de crédito e a evolução das taxas  
de câmbio**

Guilherme Fernandes Ferreira

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de  
Mestre em Economia Monetária e Financeira

Orientador:

Prof. Pedro Miguel Silva Prazeres, Assistente Convidado do Departamento de  
Finanças

ISCTE – Instituto Universitário de Lisboa

Outubro, 2016

*Prediction is very difficult, especially if it's about the future.*

Niels Bohr, laureado com Nobel da Física em 1922

## Agradecimentos

Em primeiro lugar, quero agradecer aos meus pais por tudo o que lutaram a fim de proporcionarem aos filhos esse bem maior, a educação.

Depois, ao Professor Pedro Miguel Prazeres pelos horizontes que me abriu e pela dedicação inultrapassável à melhoria contínua do presente trabalho e ainda ao Professor Luís Filipe Martins pela disponibilidade para todas as dúvidas inesperadas.

Por fim, a todos os amigos, principalmente àqueles que mais frequentemente discordam de mim.

## Resumo

Nos últimos anos, especialmente desde a crise financeira de 2007/2009, o risco de crédito tem emergido como um dos principais focos de análise económica e financeira nos mercados financeiros internacionais. Neste âmbito, os CDS, enquanto instrumentos de proteção contra eventos de crédito, ganharam uma enorme importância. Contudo, ainda pouco é conhecido sobre a forma como a percepção acerca do risco de crédito, aferida pelas cotações de CDS, influencia a evolução das taxas de câmbio. Neste trabalho, são utilizados valores diários para o *IG* e o *ITRAXX*, entre 2005 e 2015, para estudar o sentido, a dimensão, a frequência e a dinâmica com que o risco de crédito é transmitido a algumas das principais moedas a nível mundial, face ao EUR e face ao USD. Foram também controlados os efeitos dos mercados acionista, obrigacionista e monetário. Em termos metodológicos, foi utilizada uma abordagem econométrica com modelos VAR(p) e TAR, causalidade de Granger, decomposição da variância e função impulso-resposta. Os resultados obtidos apontam para a existência de uma forte dependência das taxas de câmbio face às cotações de CDS, especialmente no período de maior volatilidade financeira entre 2008 e 2012. São ainda evidenciadas oportunidades de retorno especulativo através de mecanismos de *carry trade* com financiamento em JPY para investimento em USD, até 2008, que transitam para o financiamento em USD e investimento em AUD, até 2012. Por fim, é possível destacar as obrigações como ativos de *safe haven*, a desvalorização do GBP face ao EUR em momentos de maior risco de crédito, bem como a operacionalidade de mecanismos de excitação/retração na transmissão de informação entre as cotações de CDS e algumas taxas de câmbio como o *AUD/EUR*.

Palavras chave: CDS, Taxas de câmbio, Risco de crédito, VAR, *Carry trade*

Classificação JEL: G15, F31

## Abstract

In the last years, debt and credit risk have emerged at the heart of the economic analysis. Particularly, the Credit Default Swaps (CDS) became widely used for hedging and seeking of arbitrage opportunities through exchange markets. However, we know little yet about how information is transmitted between the CDS and exchange rates. In this paper we use daily values for the *IG* and *ITRAXX* between 2005 and 2015 to study the direction, size, frequency and dynamics with which the credit risk is transmitted to currencies like the JPY, EUR, GBP and AUD face to the USD and JPY, USD, GBP and AUD against the EUR. We have controlled the equity, bond and money markets effects and we used an econometric approach with VAR(p) and TAR models, Granger causality, the variance decomposition and impulse response function. Finally, we conclude that there is a strong dependence between exchange rates and CDS, especially in the period of greater financial volatility. We also found evidence of speculative return opportunities through carry trade arrangements with JPY financing for USD investment until 2008 that carried over to the pair USD financing for AUD investment from 2008 until 2012. Additionally, it was also possible to highlight bonds as safe haven assets and GBP depreciation against the EUR in times of higher credit risk as well as the operation of excitation/contraction mechanisms working for information transmission from CDS amongst some exchange rates like *AUD/EUR* .

Keywords: CDS, Exchange rates, Credit risk, VAR, Carry trade

JEL Classification: G15, F31

# Índice

Índice de Quadros.....	vii
Índice de Figuras .....	viii
Glossário de Siglas .....	ix
Introdução.....	1
Capítulo I. Contexto económico.....	4
1.1. Great Moderation.....	4
1.2. O subprime .....	4
1.3. A crise europeia .....	6
1.4. A relação económica entre EUA e a UE. ....	7
1.5. A relação com o Japão.....	8
1.6. A relação com a Austrália .....	8
1.7. A relação com o Reino Unido .....	9
1.8. O mercado dos CDS .....	10
Capítulo II. Revisão da literatura.....	12
Capítulo III. Dados.....	17
Capítulo IV. Metodologia .....	19
4.1. Preparação dos dados.....	19
4.2. Estacionariedade das séries temporais.....	19
4.3. Estudo da cointegração .....	21
4.4. O modelo VAR(p) .....	22
4.4.1. Apresentação do modelo.....	22
4.4.2. Determinação do número ótimo de lags .....	23
4.4.3. As relações de causalidade de Granger.....	23
4.4.4. Função impulso-resposta e decomposição da variância .....	24
4.5. Estudo da não-linearidade: caso do modelo TAR .....	24

Capítulo V. Análise dos resultados .....	26
5.1. Análise da amostra e estatísticas descritivas .....	26
5.2. Correlações .....	30
5.3. Modelos VAR(p) .....	32
5.3.1. Análise de cointegração .....	32
5.3.2. Testes à estacionaridade das variáveis .....	33
5.3.3. Escolha do número ótimo de lags a considerar nos modelos VAR(p) .....	33
5.3.4. Aplicação do modelo .....	34
5.4. Testes de causalidade de Granger.....	42
5.5. Decomposição da variância .....	45
5.6. Função Impulso-Resposta.....	48
5.7. Análise da simetria com o modelo TAR .....	51
Conclusão final.....	54
Bibliografia	57
ANEXO A – Modelação dos valores do AU0003M Index.....	60
ANEXO B – Teste Goldfeld–Quandt à homocedasticidade das variáveis .....	61
ANEXO C – Resultados dos testes de cointegração de Johansen.....	61
ANEXO D – Teste à cointegração de Johansen no GBP/EUR * ITRAXX.....	62
ANEXO E – Raiz unitária das variáveis consideradas exógenas nos modelos VAR (p) ....	63

## Índice de Quadros

Quadro 5.1 – Estatísticas descritivas para as variáveis em estudo no período amostral completo.....	26
Quadro 5.2 – Estatísticas descritivas para as variáveis em estudo nos três subperíodos considerados.....	27
Quadro 5.3 – Matriz de correlações de Pearson ( $\rho$ ) entre as diferentes taxas de câmbio e as variáveis <i>IG</i> e <i>ITRAXX</i> .....	30
Quadro 5.4 – Resultados dos testes à raiz unitária das variáveis a considerar como endógenas nos modelos VAR(p).....	33
Quadro 5.5 – Resultados para os critérios SC e HQ de seleção do número ótimo de lags a considerar nos modelos VAR(p).....	34
Quadro 5.6 – Sistemas VAR(p) para as variações das várias taxas de câmbio (tendo o USD como moeda de base) e do <i>ITRAXX</i> , integrando várias variáveis exógenas.....	38
Quadro 5.7 – Sistemas VAR(p) para as variações das várias taxas de câmbio (tendo o EUR como moeda de base) e do <i>ITRAXX</i> , integrando várias variáveis exógenas.....	40
Quadro 5.8 – Testes para a causalidade de Granger entre todas as variáveis endógenas consideradas nos modelos VAR(p) para os três subperíodos considerados.....	44
Quadro 5.9 – Resultados da decomposição da variância para os modelos <i>VAR(p)</i> de todas as taxas de câmbio com o $\Delta ITRAXX$ , no segundo subperíodo em análise.....	46
Quadro 5.10 – Decomposição da variância para o $\Delta JPY/USD$ e para o $\Delta AUD/USD$ face ao $\Delta ITRAXX$ , nos três subperíodos considerados.....	47
Quadro 5.11 – Resultados para a construção de modelos TAR entre as taxas de câmbio e o <i>ITRAXX</i> .....	52



## Índice de Figuras

Figura 1.1 – Evolução dos valores nominais totais para a globalidade dos derivados negociados OTC e para o segmento dos CDS.....	11
Figura 5.1 – Evolução histórica das cotações dos índices de CDS (variáveis <i>IG</i> e <i>ITRAXX</i> ) face a outras variáveis consideradas na análise com todas as moedas, as diferenças nas taxas de juro e variável <i>BOND</i> entre 2005 a 2015 .....	28
Figura 5.2 – Funções impulso-resposta para as taxas de câmbio em USD face ao <i>ITRAXX</i> .	49
Figura 5.3 – Funções impulso-resposta para as taxas de câmbio em <i>EUR</i> face ao <i>ITRAXX</i> ..	50

## Glossário de Siglas

<b>ADF</b>	Teste Augmented Dickey-Fuller
<b>AIC</b>	Akaike Information Criteria
<b>ASX</b>	ASX Limited Index
<b>AUD</b>	Dólar Australiano
<b>BCE</b>	Banco Central Europeu
<b>BOND</b>	Vanguard Total Bond Market Index Fund
<b>BoJ</b>	Banco Central do Japão
<b>BoP</b>	Balança de Pagamentos
<b>CAD</b>	Dólar Canadiano
<b>CDO</b>	Collateralized Debt Obligation
<b>CDS</b>	Credid Default Swap
<b>CHF</b>	Franco Suíço
<b>ESM</b>	European Stability Mechanism
<b>EFSF</b>	European Financial Stability Facility
<b>EUA</b>	Estados Unidos da América
<b>EUR</b>	Euro
<b>EURSTK</b>	Vanguard European Stock Index
<b>FED</b>	Reserva Federal Norte-Americana
<b>FMI</b>	Fundo Monetário Internacional
<b>GBP</b>	Libra Estrelina
<b>GBPSTK</b>	FTSE 100 Index
<b>HQ</b>	Hannan-Quinn Information Criterion
<b>HY</b>	Índice North American High Yield CDX
<b>IG</b>	Índice North American Investment Grade CDX
<b>IDE</b>	Investimento Direto Estrangeiro
<b>ITRAXX</b>	iTraxx Europe
<b>JPY</b>	Iene Japonês
<b>JPYSTK</b>	Nikkei 225 Index
<b>LIBOR</b>	London Interbank Offered Rate
<b>MMIFF</b>	Money Market Investor Funding Facility
<b>OLS</b>	Método dos Mínimos Quadrados
<b>OTC</b>	<i>Over-the-counter</i>

<b>PIB</b>	Produto Interno Bruto
<b>QE</b>	<i>Quantitative easing</i>
<b>R<sup>2</sup></b>	Coefficiente de determinação
<b>RBA</b>	Banco Central da Austrália
<b>SC</b>	Schwarz Information Criteria
<b>SEK</b>	Coroa Sueca
<b>SPX</b>	Standard & Poor's 500 Index
<b>TAR</b>	Threshold Autoregressive Model
<b>UE</b>	União Europeia a 28 países
<b>UIP</b>	Paridade não coberta das taxas de juro
<b>USD</b>	Dólar Americano
<b>UK</b>	Reino Unido
<b>VAR</b>	Vector Auto Regression Model
<b>VECM</b>	Vector Error Correction Model
<b>VIX</b>	Implied volatility of the S&P 500 index option

## Introdução

A importância do risco de crédito na análise económica e financeira aumentou largamente nos últimos anos, principalmente depois da crise financeira mundial, que se iniciou em 2007 com a denominada crise do *subprime*, e que levou a uma crise generalizada das dívidas soberanas, especialmente na zona euro, a partir de 2008/2009. Um dos instrumentos usados na gestão deste risco, que maior popularidade adquiriu nos últimos anos, foi o CDS. Os contratos de CDS desempenham um papel central na cobertura do risco de crédito, providenciando ao seu comprador uma compensação financeira em caso de ocorrência de um evento de crédito de uma determinada entidade de referência. Em troca, o comprador do CDS realiza uma série de pagamentos periódicos, à semelhança do que sucede com um contrato de seguro.

Por outro lado, entre 2005 e 2015, as políticas monetárias seguidas pelas maiores economias mundiais passaram a ser um dos principais focos de atenção dos investidores. Se nos primeiros dois terços da década passada apenas o Japão possuía taxas de juro próximas de zero, e com isso financiado enormes volumes de investimento nas economias desenvolvidas (especialmente nos EUA), depois da crise do *subprime* todas as taxas de juro (das consideradas neste trabalho, à exceção da australiana), caíram dramaticamente para níveis próximos de zero, e assim se mantiveram até 2015.

Assim, durante este período, as moedas sofreram diversas flutuações de valor, em parte decorrentes da entrada e saída de capitais, em consideráveis operações de *carry trade* que se foram desenvolvendo como forma de aproveitar as várias oportunidades de arbitragem decorrentes das diferenças no custo de financiamento em diferentes economias abertas, tal como é referido por Dennis & O'Connor (2008) citado por Zhang et al. (2010, p. 439). Habitualmente, designa-se de estratégia de investimento *carry trade* quando um investidor se financia numa moeda, pagando baixas taxas de juro, para depois realizar investimentos em ativos denominados numa outra moeda, que possui uma taxa de juro mais elevada. Estas operações são muito sensíveis a variações nos valores das moedas, que mais não são que uma medida da relação existente entre duas economias. O valor das moedas está, assim, inerentemente ligado à economia real e à sua capacidade de solvência, onde o risco de crédito é um indicador determinante.

Neste âmbito, é fundamental analisar a dimensão e o modo de transmissão do risco de crédito ao valor das moedas. As taxas de câmbio são um excelente meio para testar esta relação: o mercado cambial está aberto à negociação 24 horas por dia e é frequentemente considerado o mercado financeiro com maior nível de liquidez. Por outro lado, a grande quantidade e

diversidade de intervenientes (bancos centrais, instituições financeiras, *brokers*, investidores institucionais e particulares, etc.) levam a que as taxas de câmbio reajam muito rapidamente a fatores macroeconómicos como o risco de crédito.

A hipótese central deste trabalho é a de que o risco de crédito, medido através das cotações dos CDS, possui capacidade preditiva sobre o valor da moeda de uma determinada economia já que a sua taxa de câmbio tenderá a diminuir com a saída de investimentos para outras economias que sejam percecionadas como mais seguras ou rentáveis. Este efeito poderá ser mais forte em momentos de maior incerteza nos mercados já que, usualmente nestas épocas, os investidores olham mais à segurança do que aos lucros das suas operações, desfazendo em consequência muitas posições de *carry trade*.

Assim posto, temos como objetivo principal investigar o poder explicativo das cotações dos CDS na determinação das taxas de câmbio. Para o alcançar vamos analisar se a cotação dos CDS consegue ser uma variável de algumas das moedas mais transacionadas nos mercados financeiros mundiais, face ao EUR e ao USD, bem como a evolução do sentido desta causalidade ao longo dos últimos dez anos em três subperíodos distintos: período prévio à crise do *subprime* (entre 2005 e 2008), período de recuperação da economia norte-americana e de início da crise das dívidas soberanas europeia (entre 2008 e 2012), e período de estabilização geral destas economias e início do seu relançamento económico (de 2012 a 2015). Por fim, será analisada a dimensão, a velocidade, e a linearidade das relações de transmissão de informação entre os mercados de risco de crédito e as taxas de câmbio, e vice-versa.

Este trabalho pretende, em grande medida, dar continuidade ao estudo apresentado por Zhang et al. (2010) tentando colmatar, como o próprio autor refere (p.440) a escassez de investigação publicada sobre esta temática.

Os dados considerados são diários, de outubro de 2005 a dezembro de 2015, relativos a taxas de câmbio do JPY, EUR, GBP e AUD face ao USD, e JPY, USD, GBP e AUD face ao EUR, bem como de dois índices de CDS. Para além disso, foram controlados os efeitos dos mercados acionistas, do mercado obrigacionista norte-americano e das diferenças nas taxas de juro diretoras dos bancos centrais respetivos de cada economia.

Relativamente à metodologia, foi utilizada uma abordagem completamente econométrica, com a construção de modelos VAR(p) para caracterizar a evolução das taxas de câmbio e das cotações dos CDS, variáveis tomadas como endógenas, considerando as restantes como exógenas. Foi ainda analisado o sentido das causalidades existentes ao longo dos três subperíodos considerados. Acrescentámos também o estudo da dimensão do impacto da

incerteza entre as várias variáveis e as respetivas velocidades de reação e correção, através da análise da decomposição da variância e das funções impulso-resposta. Por fim, foi implementado um modelo TAR, para o estudo da não linearidade na transmissão de informação entre o risco de crédito e as taxas de câmbio.

Globalmente, foi possível observar a existência de uma forte dependência das taxas de câmbio face aos CDS, especialmente no período de maior volatilidade financeira. Evidenciámos ainda as oportunidades de retorno especulativo através de mecanismos de *carry trade* com financiamento em JPY para investimento em USD, até 2008, que transitam para o financiamento em USD e investimento em AUD até 2012. Adicionalmente, são destacadas as obrigações como ativos de *safe haven*, a desvalorização do GBP face ao EUR em momentos de maior risco de crédito e ainda a ocorrência de mecanismos de excitação/retração na transmissão de informação entre os CDS e algumas taxas de câmbio, como o *AUD/EUR*.

Apresentamos agora a estrutura considerada. No Capítulo I começamos por fazer uma breve revisão dos principais factos económicos que antecederam e aconteceram durante os 10 anos do período em análise. No Capítulo II apresentamos a revisão bibliográfica, com foco nos quatro artigos que mais diretamente procuraram analisar a relação entre CDS e taxas de câmbio. De seguida, no Capítulo III, descrevemos a amostra de dados considerada e no Capítulo IV é feita a apresentação metodológica das principais técnicas econométricas utilizadas. Os resultados alcançados são detalhados e analisados no Capítulo V e na Conclusão final resumimos as principais conclusões do trabalho bem como os caminhos de investigação para os quais este estudo dá um contributo.

## Capítulo I. Contexto económico

### 1.1. *Great Moderation*

Os anos 70 e inícios dos anos 80 foram marcados por diversas turbulências financeiras e económicas, com especial destaque para as crises energéticas e do petróleo, e para um cruzamento de variáveis que produziram o estado a que Capiey et al. (1994, p. 28) se referiu como *stagflation*, isto é, um misto de elevada inflação, desemprego e desaceleração económica. Os esforços das várias autoridades monetárias desenvolveram-se no sentido do abandono do sistema de Bretton Woods e da política de *targetting* procurando uma progressiva flexibilização cambial. Complementarmente, em vários países, foram tomadas decisões no sentido de aumentar a independência dos bancos centrais face ao poder político e assim favorecer a autonomia na tomada de decisões de política monetária.

*Great Moderation* é um período definido por alguns autores, por exemplo Bernanke (2004, p. 1), como um intervalo de vinte anos iniciado em meados dos anos 80 e que é caracterizado por uma diminuição da volatilidade nas variáveis macroeconómicas fundamentais, nomeadamente inflação e PIB. As consequências foram uma melhor capacidade da economia para se planear e gerar emprego, bem como a uma redução de riscos para empresas e famílias. Este foi um período de grande otimismo nos vários agentes económicos, levando o mesmo autor (p. 2) a afirmar que uma das principais razões para este progresso é a de que “os decisores de política monetária possuem um apurado conhecimento de economia e que, portanto, as suas decisões são escolhidas de forma a promover o melhor desempenho económico possível”<sup>1</sup>.

### 1.2. *O subprime*

O contexto acima descrito desenvolveu-se paralelamente ao excesso de poupança nos países asiáticos em desenvolvimento o que pressionou a descida das taxas de juro globais. Em acrescento, a política de baixas taxas de juro no Japão, a instabilidade política na América do Sul, e a rigidez dos mercados na Europa, facilitaram uma enorme transferência de investimento para os EUA. A “tomada de risco” foi francamente favorecida com a

---

<sup>1</sup> Tradução do autor.

consequente alavancagem de investimentos, aquisição de ativos de valor duvidoso e sem a suficiente cobertura de garantias.

Um dos mercados recetores de grande investimento foi o mercado imobiliário norte-americano, nomeadamente através do setor bancário. Dada a baixa rentabilidade de investimentos tradicionalmente mais seguros, e a expectativa de estabilidade em mercados habitualmente instáveis, como os monetários, muitos destes agentes cederam à tentação de pedirem emprestado no curto prazo para comprarem ativos de rentabilidade a longo prazo.

À medida que o mercado imobiliário experienciava um forte crescimento, as hipotecas comercializadas foram sendo integradas em instrumentos financeiros complexos como CDO, comercializados a várias entidades financeiras com uma notação de *rating* AAA<sup>2</sup>. Estas notações decorriam da crença de que, como estes títulos eram compostos por hipotecas oriundas de uma pré-diversificação em diferentes *pools* de ativos, assumidos como não correlacionados entre si, o risco de uma tranche destas hipotecas falir era um acontecimento independente da falência dos restantes créditos hipotecários.

Também nesta época, vários bancos relevantes a nível europeu cederam à tentação de realizar enormes operações de investimento nestes produtos financeiros, muitas vezes financiando-se, para tal, nos mercados monetários norte-americanos.

Com a queda do mercado imobiliário dos EUA, os ativos que vinham sendo utilizados neste circuito perderam valor abruptamente e, contrariando as expectativas, tornaram-se focos de propagação da instabilidade e de abandono de posições em cadeia. Como as regras de contabilidade bancária norte-americana utilizavam o conceito *mark-to-market* para a avaliação dos ativos, muitas destas instituições viram-se, repentinamente, com insuficiências de capital, já que também operavam nos mínimos regulamentados.

Em pouco tempo, as frágeis ligações de confiança entre os diferentes *players* do mercado foram quebradas. Neste momento, os CDS que tinham sido vendidos por seguradoras como a American International Global às instituições financeiras, como forma de cobertura de risco para eventos de crédito relativos aos produtos financeiros complexos entretanto adquiridos, começaram rapidamente a ser acionados por via dos incumprimentos verificados, o que resultou em avultados encargos financeiros para os seus vendedores. Esta situação levou,

---

<sup>2</sup> Classificação mais elevada atribuída pelas três principais agências de *rating* (Moody's, Standard & Poor's e Fitch) à entidade emitente, significando que o investimento em ativos desta entidade apresenta um grau elevado de qualidade e baixo nível de risco.



inclusivamente, à intervenção governamental na American International Global, poucos dias depois da falência do Lehman Brothers.

Nesta cadeia, os mercados financeiros entraram em contenção máxima, com um congelamento global nos empréstimos e cedências de liquidez às famílias e, principalmente, às empresas. Estas, por sua vez, restringiram de forma acentuada as suas compras e investimentos, de maneira a cumprir com os encargos fixos com fornecedores e trabalhadores, transmitindo, por esta via, a crise à economia real.

Para conter a crise financeira e recuperar a economia, o Tesouro e a Reserva Federal dos EUA implementaram gigantescos pacotes de compra de ativos problemáticos, dentro e fora do sistema financeiro. Por outro lado, as taxas de juro diretas foram mantidas próximas dos 0% durante os anos seguintes.

### 1.3. A crise europeia

Se, num primeiro momento, as ondas de choque pareciam estar confinadas à falência do britânico Northern Rock e às dificuldades noutros bancos anglo-saxónicos, como consequência imediata da exposição ao *subprime* norte-americano, num segundo momento, a Europa mergulhou numa crise financeira profunda e de contornos estruturais.

Mais do que vítimas do contágio atlântico da crise, como argumenta Shin (2011, p. 43) os grandes bancos europeus foram protagonistas em todo o drama. Depois da criação do Euro, em 1999, e em especial depois de 2003, estes tornaram-se grandes agentes financiadores, interna e externamente, em especial, nos EUA onde se tornaram grandes investidores do mercado imobiliário local. Internamente, na zona euro, largas quantidades de capital foram deslocadas dos países centrais da Europa para a periferia, com maior incidência em Espanha e Irlanda, no financiamento do mercado imobiliário, e em Portugal e Grécia, no que diz respeito ao financiamento da dívida soberana. Estes países acumularam ao longo da primeira década do século XXI largos défices nas suas contas correntes, financiados por dívida, enquanto os países do centro e norte da zona euro acumularam *superávits*. Criou-se assim um paradoxo em que os fluxos de capitais se tornaram livres dentro da união, mas os ativos por eles financiados permaneceram localizados. Como refere o mesmo Shin (2011, p. 42) a crise europeia de 2011 consolidou-se como uma *twin crisis*, que combina uma crise no setor bancário com outra nas dívidas soberanas.

Em junho de 2010, foi criado o EFSF como mecanismo temporário de assistência financeira aos países da zona euro em dificuldades, tendo-se transformado em outubro de 2012 no ESM.

Estes mecanismos, em conjunto com o BCE e o FMI, criaram Programas de Assistência Económica e Financeira à Grécia, Irlanda e Portugal, tendo Espanha também beneficiado de um programa de financiamento externo, mas restrito apenas ao seu setor financeiro.

A especulação em torno da capacidade dos países mais endividados na zona euro para cumprirem com as responsabilidades das suas dívidas foi aumentando até que, em julho de 2012, o Presidente do BCE, Mario Draghi, faz o discurso ‘*to do whatever it takes to preserve the euro*’. Este discurso sinalizou que o BCE, para além das medidas de política monetária expansionista, que levaram as taxas de juro de facilidade permanente de depósito a 0% nos primeiros anos e a valores negativos desde junho de 2014, estava também disponível para avançar com programas de QE<sup>3</sup>.

#### 1.4. A relação económica entre EUA e a UE.

Em 2015, considerando valores do PIB<sup>4</sup> em USD e a preços correntes, os EUA eram a maior economia mundial, representando 25% do seu total. Por sua vez, a UE representava 22% do produto mundial. Isto é, os dois espaços económicos registam quase metade de toda a atividade económica mundial.

A balança corrente<sup>5</sup> entre eles aumentou 19% entre 2005 e 2013, com um saldo médio de 81 mil milhões de EUR favorável à UE.

O IDE norte-americano na UE (*outward* para os EUA), entre 2006 e 2011, cresceu 111% (9% ao ano), passando de 1 398 mil milhões de USD em 2006 para 2 949 mil milhões de USD em 2015. Relativamente ao investimento europeu em solo norte-americano (*inward* para os EUA), o mesmo também apresentou um crescimento positivo para todos os anos entre 2006 e 2015, contudo a taxas inferiores às verificadas no sentido oposto. A variação de todo o período foi de 63% (de 1 327 mil milhões de USD em 2006 para 2 163 mil milhões de USD em 2015), verificando um crescimento médio anual de 6%.

---

<sup>3</sup> Compra alargada de ativos financeiros nos mercados, mediante critérios, com o objetivo de aumentar a massa monetária em circulação e assim estimular o crescimento económico e a criação de emprego.

<sup>4</sup> Os valores dos PIB apresentados ao longo do trabalho foram retirados de <http://www.imf.org/> e são todos avaliados em USD e a preços correntes.

<sup>5</sup> Valores retirados <http://www.bea.gov/>, incluindo todos os valores futuros da balança corrente e IDE entre os EUA e restantes espaços económicos. Os valores desta fonte estão contabilizados numa base de *historical cost*.

### 1.5. A relação com o Japão

O Japão entrou no século XXI com uma economia deprimida tendo registado três anos de crescimento negativo depois de 2008 em consequência da bolha imobiliária sofrida no final dos anos 80 e da incapacidade em atrair investimento nos anos 90. As autoridades monetárias japonesas têm feito esforços continuados para estimular a economia, com redução de taxas de juro e implementação programas de QE. Contudo, o arrefecimento da economia mundial no pós-2008 e o conjunto de eventos ocorridos nos últimos anos como terremotos, *tsunami* e os problemas nucleares têm impedido a economia de recuperar. O Japão surge em 2015 como a quarta economia mundial valendo uma quota de 6% da economia mundial.

A balança comercial dos dois países tem sido deficitária para os EUA, numa média de 55 mil milhões de USD entre 2006 e 2015.

O IDE norte-americano no Japão aumentou globalmente, entre 2006 e 2015, em cerca de 29%, com um crescimento médio anual de 3%. No que diz respeito ao investimento registado no sentido contrário, isto é, do Japão para os EUA, observamos uma variação positiva de 102% entre 2006 e 2015, registando uma média de 8% ao ano.

Quanto à relação japonesa com a UE<sup>6</sup>, entre 2005 e 2012, o IDE japonês registou um valor global médio de 6.6 mil milhões de EUR. O IDE do conjunto de países da UE no Japão teve também um comportamento positivo com uma média de 3 553 milhões de EUR entre 2005 e 2015.

### 1.6. A relação com a Austrália

A Austrália viveu anos continuados de elevado crescimento económico, baixo desemprego, inflação controlada, muito baixa dívida pública e um sistema financeiro sólido, que não sofreu qualquer abalo com a crise financeira de 2008. Este país tem beneficiado com um enorme aumento de IDE no seu país, principalmente motivado pela procura dos seus abundantes recursos naturais. Contudo, desde o final de 2015 têm-se levantado algumas dificuldades decorrentes da baixa dos preços de matérias-primas e energia, essencialmente decorrentes da menor procura por parte de países como a China. A Austrália é uma economia de mercado, aberta, e sem grandes restrições ao comércio e troca de bens e serviços. Em 2015 estava posicionada em décimo terceiro lugar a nível mundial, representando 2% do total.

---

<sup>6</sup> Todas as referências aos valores de IDE da UE foram consultados em <http://ec.europa.eu/eurostat/web/balance-of-payments> e estão avaliados em EUR.

A balança corrente entre a Austrália e os EUA tem sido superavitária para os norte-americanos entre o período de 2006 e 2015, e com um crescimento de 109% entre 2006 e 2015.

Se analisarmos o IDE entre os dois espaços económicos, o investimento norte-americano na Austrália, apesar de ter variado 148% entre 2006 e 2015, ao passar de 84 mil milhões de USD para 167 mil milhões de USD, registou uma clara tendência de desaceleração. Já o fluxo de investimento australiano, tem um comportamento bastante diferente. Possui uma variação positiva entre 2006 e 2015 de 9% mas foi, em termos líquidos, constantemente negativo durante todo o período.

A UE possui uma média anual de IDE proveniente da Austrália na ordem dos 1.7 mil milhões de EUR, entre 2005 e 2012. No sentido contrário, o IDE *outward*, isto é, o investimento europeu em solo australiano, assinala uma média positiva de 7 mil milhões de EUR entre 2005 e 2012.

### 1.7. A relação com o Reino Unido

O Reino Unido é uma economia difícil de distinguir neste contexto, uma vez que pertencia à UE a 28 países, mas não à zona euro. Por outro lado, possui também um histórico de enorme profundidade na relação económica e diplomática com os EUA. No ano de 2015, este país posicionava-se em quinto lugar em termos de peso relativo na economia mundial, com um produto que representava 4% do total.

A crise financeira de 2008 fez-se sentir com elevado impacto no Reino Unido levando a economia à recessão com falências de instituições financeiras e necessidade de as autoridades levarem a cabo medidas de estímulo aos mercados. Nesta sequência, as contas públicas derraparam para défices e valores de dívida pública elevados.

A balança corrente entre os EUA e o Reino Unido tem sido claramente positiva aos norte-americanos, entre 2006 e 2015, com um aumento na sua diferença na ordem dos 437% neste período.

O IDE dos EUA no Reino Unido sofreu um crescimento total de 46%, entre 2006 e 2015, com 3% em termos médios ao longo deste período. Já o investimento contrário, do Reino Unido nos EUA, cresceu apenas 17%, com um valor médio anual de 2%.

No que diz respeito às trocas comerciais e financeiras para com a zona euro, medidas agora na balança de pagamentos<sup>7</sup>, percebemos que elas têm sido sempre negativas e desfavoráveis ao Reino Unido. Além do mais, esta diferença agravou-se em 130%, de 2005 para 2015, mas a ritmos diferentes. Entre 2005 e 2011 manteve-se relativamente estável, apenas com um aumento do défice em 15%, mas de 2011 a 2015 o valor cresceu 178%.

## 1.8. O mercado dos CDS

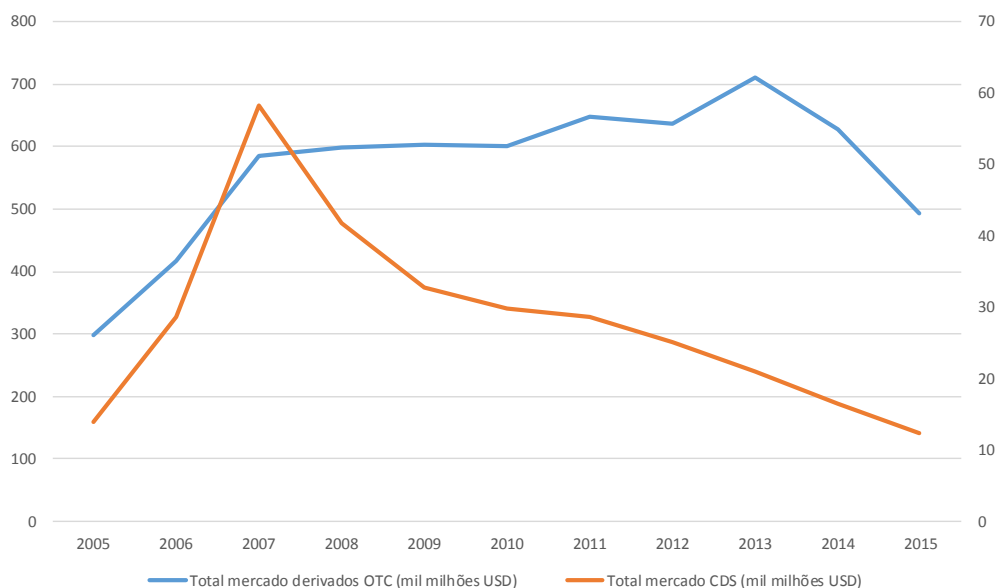
O CDS é um instrumento derivado que funciona como um seguro de crédito sobre uma determinada entidade (ou sobre um conjunto de ativos emitidos por essa entidade), no qual intervém duas contrapartes: o *protection buyer*, que compra o seguro de crédito, pagando ao *protection seller* um *fee* periódico, calculado como uma percentagem do valor nominal do contrato – esta percentagem é a cotação do CDS nos mercados financeiros; o *protection seller*, o vendedor do seguro, recebe os *fees* periódicos. Em caso de ocorrência de um evento de crédito (que pode incluir, dependendo das especificações dos contratos em análise, falência, falha ou atraso de pagamentos, reestruturação de dívida, entre outros) relativo à entidade subjacente ao CDS, o *protection seller* tem a obrigação de realizar um pagamento ao *protection buyer*, também calculado como uma percentagem sobre o valor nominal do contrato (a denominada *loss given default*). Assim, um aumento do risco de crédito percecionado relativamente a uma determinada entidade, leva diretamente a um aumento da cotação dos CDS sobre essa entidade.

A Figura 1.1 dá-nos uma imagem da evolução nos mercados de derivados OTC, em conjunto com o mercado específico de CDS. Facilmente se verifica importância dos CDS durante o eclodir da crise financeira do *subprime* nos EUA. Todavia, os CDS registam, em 2015, um valor nominal total inferior em 12% ao registado para 2005 enquanto, o mercado geral de todos os derivados cresceu 65% no mesmo período.

---

<sup>7</sup> Valores consultados em [www.ons.gov.uk](http://www.ons.gov.uk). Ao contrário dos espaços económicos anteriores, que comparavam valores para a UE a 28 na componente de IDE, no caso do Reino Unido apenas obtivemos dados desagregados para as suas trocas comerciais com a zona euro a 19 membros e considerando a totalidade da BoP.

Figura 1.1 – Evolução dos valores nominais totais para a globalidade dos derivados negociados OTC e para o segmento dos CDS.



Fonte: <http://www.bis.org/statistics/>. Os valores do eixo esquerdo são relativos ao total do mercado OTC e os da direita ao mercado de CDS.

## Capítulo II. Revisão da literatura

São ainda escassos os estudos que analisam a relação direta entre as cotações de CDS, como medida de mensuração de risco de crédito, e as taxas de câmbio.

O ponto de partida para o presente trabalho é o estudo desenvolvido por Zhang et al. (2010), que analisa a hipótese da cotação de CDS de entidades *corporate* ser uma variável explicativa da evolução de algumas das moedas mais transacionadas nos mercados financeiros mundiais. Por outro lado, os autores procuram também perceber as diferenças na transmissão da informação entre as cotações de CDS e as taxas de câmbio dentro da economia norte-americana e europeia e ainda se os mecanismos de *carry trade* são relevantes na ligação da informação entre os mercados de crédito e cambial.

Na investigação, os autores utilizam dados diários, entre 2004 e 2008, relativos a taxas de câmbio entre várias das principais divisas a nível mundial – JPY, USD, EUR, GBP e AUD –, face ao EUR e ao USD, bem como três dos principais índices de cotações de CDS – o North American Investment Grade CDX Index (composto pelas cotações de CDS de 125 empresas norte-americanas com elevada qualidade creditícia), o North American High Yield CDX Index (composto pelas cotações de CDS de 100 empresas norte-americanas com reduzida qualidade creditícia) e o iTraxx Europe Index (composto pelas cotações de CDS de 125 empresas europeias). O período amostral é posteriormente dividido em dois subperíodos entre janeiro de 2004 e dezembro de 2006, e janeiro 2007 e fevereiro de 2008. Como variáveis de controlo, os autores utilizam os valores diários do Vanguard Total Bond Market Index, índice representativo do mercado obrigacionista, bem como do NIKKEI 225, Standard and Poor's 500, Vanguard European Stock, FTSE 100 e ASX Limited, índices representativos, respetivamente, do mercado acionista japonês, norte-americano, europeu, inglês e australiano. Por último, os autores consideram ainda os valores diários do VIX, que visa aferir a volatilidade implícita em opções sobre o Standard and Poor's 500, bem como dos diferenciais entre as taxas de juro de curto prazo de cada uma das economias, face ao USD e ao EUR.

Em termos metodológicos, os autores utilizam os processos econométricos mais convencionais, designadamente a construção de modelos VAR(p) para investigar as diferentes interações entre as cotações de CDS e as taxas de câmbio, complementados com testes de causalidade de Granger. É também utilizada uma simulação da decomposição da variância para estimar quanto da variância do erro de estimação de uma determinada variável é

explicada por choques noutras variáveis, e por fim, a função impulso-resposta, com o objetivo de analisar a velocidade da difusão da resposta das taxas de câmbio a choques inesperados nas cotações de CDS.

Os principais resultados do estudo apontam para a existência de uma forte influência das cotações dos CDS sobre o mercado cambial ao longo de todo o período, verificável a partir da significância dos respetivos coeficientes de regressão dos modelos VAR(p). Este efeito é particularmente evidente no que diz respeito à relação entre as cotações de CDS de empresas norte-americanas e as taxas de câmbio face ao USD (excetuando o GBP). Através dos testes de causalidade de Granger conclui-se também que, no segundo subperíodo estudado, já durante a crise financeira do *subprime* de 2007-2009, a presença e intensidade desta influência aumenta. Por outro lado, os autores constataam que a mesma relação não é tão expressiva considerando o iTraxx e as taxas de câmbio face ao EUR. O facto de os choques dos CDS provocarem uma dispersão maior da variância no JPY/USD, do que em qualquer outra moeda face ao USD, leva os autores a notarem sinais de maior incidência de mecanismos de *carry trade* entre estas duas economias.

Assim, e de forma concisa, um dos contributos mais determinantes deste trabalho é a demonstração da influência dos mercados de CDS sobre a evolução futura de algumas taxas de câmbio, efeito que se manifesta de forma mais intensa nos períodos de deterioração do crédito, nomeadamente no subperíodo de janeiro de 2007 a fevereiro de 2008. Os autores sustentam a tese de que enquanto os mercados funcionam de forma eficiente, toda a informação disponível é refletida nos preços dos ativos. Contudo, na ocorrência de choques, a informação dos mercados de crédito influencia os preços dos câmbios através dos mecanismos de *carry trade*. Os mercados cambiais demoram apenas alguns dias a absorver este choque, mas durante esta janela temporal geram oportunidades de lucro e de cobertura de risco para grandes bancos e *hedge funds*.

Nos restantes artigos que apresentamos, os autores apenas estudam relações indiretas entre os CDS e as taxas de câmbio. Nos dois primeiros, Carr & Wu (2007) e Hui & Fong (2011) a ligação é estabelecida utilizando opções cambiais enquanto que no último, Pu & Zhang (2012) a relação é estabelecida entre os câmbios e as diferenças nas moedas de denominação dos contratos de CDS.

Em Carr & Wu (2007), os autores analisam a relação entre o risco de crédito da dívida soberana e a volatilidade implícita das opções cambiais para as moedas do México e Brasil.



Para este trabalho, os autores utilizaram os dados semanais, relativos ao período entre janeiro de 2002 a março de 2005, para as cotações dos CDS destes dois países, bem como para os valores de volatilidade implícita para diversas estratégias de investimento envolvendo contratos de opções cambiais. Na análise, os autores utilizam uma metodologia de avaliação conjunta e consistente de CDS e opções cambiais, que modeliza de forma conjunta a dinâmica de evolução da volatilidade esperada para cada taxa de câmbio e do risco de crédito. Os resultados numéricos obtidos pelos autores apontam para uma co-variação positiva e contemporânea entre estas duas variáveis, isto é, um aumento nas cotações dos CDS é acompanhado por um aumento da volatilidade esperada das respectivas taxas de câmbio (e, conseqüentemente, do preço das opções cambiais).

No artigo de Hui & Fong (2011), os autores investigam a evidência de existência de transmissão de informação entre o mercado de CDS soberanos e o mercado de opções cambiais sobre o JPY/USD, no período entre 2007 e 2011. Primeiro, é feita uma análise sobre se os preços das opções cambiais conseguem, de alguma forma, antecipar a evolução das cotações de CDS dos estados soberanos. Em segundo lugar, e no sentido oposto, os autores testam a hipótese de que o próprio risco de crédito soberano possa ser um determinante importante de estratégias de investimento envolvendo opções cambiais, depois de controladas variáveis como os diferenciais de taxa de juro, o apetite global por risco, restrições de liquidez ao investimento e outras condições financeiras.

Para o primeiro objetivo, os autores utilizam valores diários, entre dezembro de 2007 e agosto de 2011, de volatilidade implícita para diversas estratégias de investimento envolvendo contratos de opções cambiais sobre o JPY/USD a 1 e a 3 meses, bem como de cotações de CDS soberanos a 5 anos para os EUA e o Japão. Em termos metodológicos, são utilizados um teste de causalidade de Granger e um teste de *cross-correlation* para apurar a relação *lead-lag* na relação entre as cotações de CDS soberanos e a volatilidade implícita nas opções cambiais. Na segunda parte do trabalho, para além dos dados já mencionados, são ainda acrescentados valores diários das taxas de juro LIBOR<sup>8</sup> para o USD e o JPY a 1 mês, o USD Index<sup>9</sup>, o VIX,

---

<sup>8</sup> Taxa de referência calculada para os empréstimos interbancários no mercado de Londres.

<sup>9</sup> Índice que reporta representa o valor do USD para um cabaz de outras moedas, diferenciadamente ponderadas, e que representam algumas das principais economias com quem os EUA comercializam produtos desenvolvem relações comerciais. Atualmente, este cabaz é composto por EUR, JPY, GBP, CAD, SEK e CHF.

o USD TED spread<sup>10</sup>, os retornos semanais do SPX e do NIKKEI 225 (JPYSTK). Por fim são realizadas análises de regressão com o intuito de perceber a interação entre as diferentes componentes das variáveis em estudo.

Neste trabalho, os autores concluem que existe transmissão de informação entre os mercados de CDS soberanos e o mercado das opções cambiais sobre JPY/USD no período 2009/2011, época em que aumentaram as preocupações sobre o risco de crédito soberano nestes espaços económicos. Em acrescento, é ainda possível verificar o impacto do risco de crédito soberano americano nas expectativas de evolução cambial do JPY/USD, sendo este efeito individualizável das restantes variáveis utilizadas para cruzamento e comparação.

O quarto artigo analisado é o de Pu & Zhang (2012), no qual os autores procuram investigar se as diferenças entre os CDS denominados em USD e em EUR, para um conjunto de emittentes soberanos europeus, afetam de alguma forma a evolução das taxas de câmbio entre as duas moedas.

No desenvolvimento deste trabalho foram usados dados mensais, para o período de 2008 a 2010, em contratos de CDS soberanos com maturidade de 5 anos denominados em USD e em EUR para a Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Alemanha, Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha, bem como os *forwards* cambiais sobre o EUR/USD a 3 meses. Complementarmente, foram utilizadas, como variáveis de controlo, as taxas dos bilhetes do tesouro norte-americano a 1 e 3 meses, e as taxas a 3 meses do Eurodólar da FED. Para além destas variáveis, os autores utilizam ainda a Euribor a 1 mês e o VIX, bem como valores do índice de produção industrial, da taxa de desemprego e da taxa de inflação, como variáveis macroeconómicas. Com estas variáveis, os autores constroem uma grelha de regressões mensais em painel para examinar se as diferenças entre as cotações de CDS, denominados em EUR e em USD, possuem um impacto forte nas variações das taxas de câmbio dessas mesmas moedas, depois de controlados os efeitos das variáveis macroeconómicas. Por fim, são realizados testes de Chow<sup>11</sup> para cada país, considerando dois anos consecutivos, para perceber se as alterações estruturais ocorridas no período temporal possuem significância estatística.

---

<sup>10</sup> Diferença das taxas de juro aplicadas nos empréstimos interbancários e à dívida pública dos EUA, a curto prazo.

<sup>11</sup> O teste de Chow permite avaliar se os coeficientes de duas regressões lineares feitos sobre duas amostras diversas são diferentes entre si.

A partir dos resultados deste trabalho, é possível perceber que as diferenças entre as cotações de CDS, denominados em USD e EUR, se alargam durante a crise da dívida soberana de 2008/2010, com um poder de relação bastante significativo e tendencialmente superior nos momentos em que a crise se sentiu em maior profundidade. É também possível concluir que estas diferenças possuem um poder preditivo sobre os resultados cumulativos das taxas de câmbio até um limite de tempo de 10 dias.

Os resultados dos quatro trabalhos apresentados sugerem importantes considerações para a compreensão da integração entre os mercados de derivados de crédito e os mercados cambiais. Em todas as análises, é encontrada evidência de relação e de transmissão de informação entre as cotações de CDS e as taxas de câmbio.

### Capítulo III. Dados

No presente estudo, e à semelhança de Zhang et al. (2010), são utilizados valores diários (*end-of-day*), relativos ao período compreendido entre 07/10/2005 e 31/12/2015 para as seguintes variáveis:

- a) Taxas de câmbio *spot* do JPY, EUR, GBP e AUD face ao USD, e do JPY, USD, GBP e AUD face ao EUR. Doravante, e mantendo a coerência com a notação seguida em Zhang et al. (2010), a denominação “AAA/BBB” visa representar o número de unidades da moeda AAA, necessárias para adquirir uma unidade da moeda BBB.
- b) Índice North American Investment Grade CDX (variável “IG”), publicado pela Markit. Este índice é composto pelas cotações de CDS, com maturidade de 5 anos, relativos a 125 empresas norte-americanas com qualidade creditícia *investment grade*, isto é, rating de crédito superior a BBB-/Baa3.
- c) Índice iTraxx Europe (variável “ITRAXX”), igualmente publicado pela Markit. Este índice é composto pelas cotações de CDS, com maturidade de 5 anos, relativos a 125 empresas europeias, também com qualidade creditícia *investment grade*.
- d) Vanguard Total Bond Market Index Fund (variável “BOND”), um fundo de investimento obrigacionista comercializado pela gestora Vanguard, que concentra os seus investimentos maioritariamente em obrigações governamentais e empresariais norte-americanas, com qualidade creditícia *investment grade*, e que é, de uma forma geral, uma variável representativa do mercado obrigacionista norte-americano.
- e) Standard & Poor's 500 (variável “SPX”), índice acionista representativo das 500 maiores empresas norte-americanas cotadas em bolsa, usualmente utilizado como variável representativa do desempenho da economia norte-americana.
- f) Vanguard European Stock Index Fund (variável “EURSTK”), um fundo de investimento acionista com foco geográfico na Europa, com destaque para o Reino Unido, Alemanha, França e Suíça.
- g) NIKKEI 225 (variável “JPYSTK”), FTSE 100 (variável “GBPSTK”), ASX Limited (variável “ASX”), índices acionistas representativos das maiores empresas cotadas em bolsa no Japão, Reino Unido e Austrália, respetivamente.
- h) Chicago Board Options Exchange Volatility Index (variável “VIX”), representativo da volatilidade implícita nas opções sobre o Standard & Poor's 500, para os próximos 30 dias. Este índice é frequentemente conhecido como o “*fear index*”, uma vez que tenta

representar a volatilidade de curto prazo esperada pelos agentes de mercado para o Standard and Poor's 500.

- i) Taxas de juro a 3 meses do mercado monetário interbancário, para o USD, EUR, JPY, GBP e AUD. Para efeitos da análise desenvolvida, são calculados os diferenciais de taxa de juro de cada uma das moedas, face ao USD (variáveis “JPYUSDINTDIF”, “EURUSDINTDIF”, “GBPUSDINTDIF” e “AUDUSDINTDIF”) e face ao EUR (variáveis “JPYEURINTDIF”, “USDEURINTDIF”, “GBPEURINTDIF” e “AUDEURINTDIF”).

Todos os dados acima identificados foram obtidos através da Bloomberg, exceto no que diz respeito aos valores para a variável “BOND”, retirados da página da Internet da Vanguard<sup>12</sup>.

Nas análises desenvolvidas, e contrariamente ao trabalho de Zhang et al. (2010), foi excluído o índice North American HighYield CDX, publicado pela Markit. Este pressuposto foi assumido, por se considerar que o índice Investment Grade é suficiente para caracterizar o mercado norte-americano de CDS.

Conforme já referido anteriormente, por forma a aprofundar as relações de causalidade e de transmissão de informação entre os mercados de crédito e os mercados cambiais, em diversas análises o período amostral foi segmentado em três subperíodos: período anterior ao início da crise do *subprime*, definido entre 07/10/2005 e 21/10/2008, correspondente à data de criação do Money Market Investors Funding Facility pelas autoridades dos EUA, com o objetivo de responder aos primeiros impactos da crise financeira e providenciar liquidez aos mercados financeiros norte-americanos; período de recuperação da economia norte-americana e início da crise das dívidas soberanas da zona euro, definido entre 21/10/2008 e 26/07/2012, data do discurso do Presidente do Banco Central Europeu Mario Draghi, onde é assumido o compromisso de implementar todas as medidas ao alcance das autoridades monetárias da zona euro no sentido de preservar a moeda única; e o período pós-crise, definido entre 26/07/2012 e 31/12/2015, marcado pelos esforços das autoridades monetárias no sentido da estabilização dos mercados de dívida, bem como pela aceleração da recuperação da economia norte-americana.

---

<sup>12</sup> <https://investor.vanguard.com/home/>.

## Capítulo IV. Metodologia

### 4.1. Preparação dos dados

Previamente ao desenvolvimento das análises econométricas abaixo descritas, foi implementado um processo de tratamento dos dados recolhidos. No que diz respeito às variáveis com falhas na série de dados em determinados dias, foi assumido o valor registado no dia imediatamente anterior. Relativamente às taxas de juro a 3 meses para o AUD, como se pode observar pelo gráfico do Anexo A, a série histórica obtida com recurso à Bloomberg termina a 31 de maio de 2013. Assim, por forma a completar a série para o período amostral considerado, os dados em falta foram estimados através do método de alisamento exponencial de Holt-Winters, implementado com recurso ao Microsoft Excel.

Por outro lado, e uma vez que na análise econométrica é frequente as séries temporais serem trabalhadas a partir da sua transformação em logaritmos naturais, considerou-se importante analisar em que circunstâncias deve esta transformação ser realizada. Neste âmbito (Lütkepohl & Xu, 2009) estudam esta questão, e concluem que a logaritmização de uma série histórica resulta em ganhos de precisão em exercícios de estimação apenas se a mesma for heterocedástica. Para avaliar a heterocedasticidade das variáveis consideradas, foi aplicado o teste Goldfeld-Quandt (Goldfeld & Quandt, 1965) que avalia a existência de equivalência entre a variância dos resíduos da regressão efetuada para as variáveis em estudo, dividindo estas em dois grupos, construídos com base nos valores mínimos e máximos registados pela variável em causa. Pelos resultados obtidos (apresentados no Anexo B), é rejeitada, para todas as variáveis consideradas, a hipótese nula de heterocedasticidade, pelo que não será aplicada a logaritmização das variáveis.

Para o teste Goldfeld-Quandt é utilizado o software R 3.2.3, para o cálculo das correlações é usado o SPSS 23 e para as restantes análises desenvolvidas é utilizado o EViews 9.

### 4.2. Estacionariedade das séries temporais

Na construção dos modelos VAR(p) é necessário analisar previamente cada variável tendo em conta a sua estacionariedade<sup>13</sup>. Para este efeito, foram aplicados os testes Augmented Dickey-

---

<sup>13</sup> Segundo Hamilton (1994, p. 45) uma série temporal diz-se estacionária se, pelo menos, a sua média e a sua autocorrelação não dependem dos valores da data  $t$ .

Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) para testar a hipótese nula de as mesmas possuírem raiz unitária, quer em níveis, quer nas primeiras diferenças.

Quer o teste originalmente proposto em Dickey & Fuller (1979), quer o teste proposto por Phillips & Perron (1998), partem da análise do parâmetro  $\phi$  de um modelo auto-regressivo AR(p)<sup>14</sup>. Em ambos os testes, a hipótese nula corresponde a  $\phi = 1$ , não rejeitada nos casos em que o *p-value* associado é superior ao nível de confiança considerado. Nesta situação, diz-se que a série possui raiz unitária (isto é, tem um grau de integração igual a 1, sendo classificada como I(1)), assim sendo, depende dos seus valores passados, com o acrescento de uma componente aleatória. Por outro lado, nos casos em que o *p-value* associado ao teste é inferior ao nível de confiança considerado, é rejeitada a hipótese nula (em favor da hipótese alternativa  $\phi = 1$ , sendo que neste caso diz-se que a série é estacionária em torno de uma constante (isto é, tem um grau de integração igual a 0, sendo classificada como I(0)).

Os dois testes são implementados em três passos. No primeiro passo, é testada a hipótese de estacionariedade da série em níveis, considerando a equação

$$(1) \quad y_t = a_0 + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

em que  $a_0$  representa a constante e  $\phi$  o coeficiente de regressão AR (1) utilizado para estimar a regressão de  $y_t$ . O resíduo associado a esta regressão é identificado por  $\varepsilon_t$ . Se se concluir que a série possui raiz unitária, então é considerado um segundo passo, no qual é testada a hipótese de estacionariedade das séries em primeiras diferenças, através da equação

$$(2) \quad \Delta y_t = a_0 + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

onde  $\Delta$  representa o operador das primeiras diferenças ( $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ). Se esta hipótese se confirmar, a série é definida como um *difference-stationary process*, sendo ainda realizado um terceiro passo, no qual é testada a hipótese da sua raiz unitária em níveis estar dependente de uma tendência  $\beta_t$ , através da equação

$$(3) \quad y_t = a_0 + \beta_t + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

com a inclusão do parâmetro  $\beta_t$  relativo à tendência na série. Se o *p-value* do teste for superior ao nível de confiança assumido, não é rejeitada a hipótese nula de existência de raiz unitária.

Como referido por Hamilton (1994), os resíduos das regressões acima apresentam frequentemente problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, o que põe em causa a

---

<sup>14</sup> AR(p) é denominação para um modelo de regressão em que a variável dependente assume valores relacionados linearmente com os seus próprios valores nos  $p$  momentos anteriores, mais uma componente não estimável.

estabilidade dos parâmetros estimados e, por consequência, a validade dos modelos construídos. Assim, Dickey & Fuller (1979), complementados posteriormente por Said & Dickey (1984), propõem um método paramétrico conhecido como ADF, que consiste em acrescentar  $p$  lags<sup>15</sup>  $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i}$  ao AR(1) inicial, de forma a que fosse possível remover os problemas detetados. Depois é calculada a estatística de teste, aqui apresentada na sua versão simplificada

$$(4) \quad ADF = \frac{\hat{\phi}}{SE(\hat{\phi})},$$

onde SE é o desvio padrão do estimador do coeficiente  $\phi$ . Esta estatística de teste não segue uma distribuição normal nem uma  $t$ -student, pelo que deve ser comparada com os valores críticos propostos por Mackinnon (2010).

Phillips & Perron (1998) apresentam uma metodologia não paramétrica para resolver os problemas detetados nos resíduos sem ter que acrescentar sucessivos parâmetros desfasados ao modelo, como sucede no teste ADF.

Partindo das mesmas equações (1) a (3) é calculada uma estatística  $t$ -student corrigida para a presença de autocorrelação e de heterocedasticidade, tendo em conta a estimação de uma variância de longo-prazo para  $\varepsilon_t$  dada por

$$(5) \quad \sigma^2 = \gamma_\varepsilon(0) + 2 \sum_{i=1}^p \left(1 - \frac{i}{p+1}\right) \gamma_\varepsilon(i),$$

onde  $\gamma_\varepsilon(i)$ ,  $i = 0, 1, \dots$ ,  $\gamma$  é o coeficiente de autocorrelação de ordem  $i$  dos  $\varepsilon_t$  e  $p$  é um parâmetro de truncamento do número de lags. O valor do teste de  $t$ -student, depois de corrigido, é então comparado com a distribuição de probabilidade proposta por Fuller (1976) citado por Phillips & Perron (1998).

### 4.3. Estudo da cointegração

Na relação entre duas variáveis, uma das propriedades mais importantes a analisar é a existência de processos de cointegração, consubstanciadas em relações de longo prazo. Para testar esta relação, será utilizado o teste de Johansen (Johansen, 1995) que avalia a cointegração entre as variáveis de um modelo VAR (p) tendo em conta cinco diferentes suposições quanto à existência de constantes e tendências determinísticas no modelo.

---

<sup>15</sup> O número ótimo de lags a considerar é calculado pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) definido por  $AIC = -2k - 2\ln(\hat{L})$  onde  $\hat{L}$  representa o valor máximo da função de probabilidade do modelo (OLS) e  $k$  a quantidade de parâmetros do modelo.



Para este efeito, é calculado o teste *trace* e o teste *max-eigenvalue*, que indicam qual a característica máxima nesta matriz de regressão. É aceite a existência de cointegração, se o resultado for unitário em ambos os testes, para qualquer um dos cinco pressupostos considerados. Complementarmente, foram também utilizados os critérios de informação de Akaike e de Schwarz, como métodos de seleção do mecanismo de correção de erros a considerar na construção do modelo cointegrado com VECM.

#### 4.4. O modelo VAR(p)

A modelação VAR(p) é utilizada como forma de análise da interação entre as taxas de câmbio e as cotações de CDS. Esta metodologia consubstancia-se na estimação de equações dinâmicas entre as variáveis dependentes e as variáveis explicativas (com defasamentos) consideradas. A partir dos resultados obtidos, serão conduzidos testes de causalidade de Granger para determinar o sentido da causalidade entre as taxas de câmbio e as cotações de CDS, e será efetuada uma análise da decomposição da variância que nos permite prever quanto da variância do erro de estimação de uma determinada variável é explicada por choques noutras variáveis. Além disso, os modelos VAR(p) permitem ainda o cálculo da função de impulso-resposta, para analisar a velocidade com que a informação é transmitida entre as variáveis modelizadas.

##### 4.4.1. Apresentação do modelo

O modelo VAR com ordem  $p$ , habitualmente designado de VAR(p) na sua forma *unrestricted*<sup>16</sup>, pode ser escrito de forma standardizada (Enders, 1995) como

$$(6) \quad Y_{k1} = A_{k1} + \sum_{k=1}^p \theta_{k1} Y_{t-k} + E_{kt},$$

sendo  $k$  o número de variáveis a incluir no modelo,  $Y$  o vetor das variáveis  $k \times 1$ ,  $A$  um vetor de constantes  $k \times 1$ ,  $\theta$  um vetor de coeficientes de regressão  $k \times 1$  desde 1 até  $p$  lags do modelo para as variáveis  $Y$  cujos elementos  $t - k$  forem significativos pela estatística *t-student*.  $E$  é um vetor com  $k$  elementos referentes aos resíduos sem autocorrelação no modelo. Como referido em Zhang et al. (2010) a abordagem através de modelos VAR(p) é uma forma interessante de desenvolver análises entre diferentes mercados financeiros. Ao longo das

---

<sup>16</sup> O modelo inclui todas as variáveis consideradas no modelo enquanto a versão *restricted* pode incluir apenas algumas variáveis numa equação e outras diferentes nas equações seguintes.

diferentes análises desenvolvidas, serão utilizados modelos VAR(p) com valores das taxas de câmbio e das cotações de CDS.

A equação anterior pode ainda ser facilmente expandida, de forma a incluir outras variáveis exógenas no modelo, que funcionem como variáveis de controlo, e que aumentem a robustez do sistema. É importante mencionar que, tal como referido em Pfaff (2008), é condição importante para que um sistema VAR(p) seja estável que as variáveis consideradas sejam estacionárias.

#### 4.4.2. Determinação do número ótimo de *lags*

Uma das tarefas prévias na construção de um modelo VAR(p) é a determinação do número ótimo de *lags*  $p$  a considerar. Para este efeito utilizámos, num primeiro momento, os critérios de informação de Schwarz (Schwarz, 1978) e depois o de Hannan-Quinn (Hannan & Quinn, 1979) calculados através das seguintes expressões

$$(7) \quad SC = -2 \log L(\hat{\theta}) + p \log(N),$$

$$(8) \quad HQ = -2 \log L(\hat{\theta}) + 2p \log(\log(N)),$$

em que  $\log L(\hat{\theta})$  é a função de máxima verosimilhança<sup>17</sup>, e  $\hat{\theta}$  são os valores dos parâmetros que maximizam a função de máxima verosimilhança para o modelo com  $p$  *lags* ajustado para  $N$  observações.

Utilizando qualquer um dos critérios, o número ótimo de *lags* é aquele que corresponde ao modelo com menor valor da estatística, sinalizando o modelo que melhor se ajusta à amostra de dados considerada.

Tal como sugerido por Zhang et al. (2010, p. 446), nos casos em que os critérios sinalizem resultados distintos, optamos pelo critério que tenha subjacente o menor número de *lags*, por forma a facilitar a compreensão dos modelos.

#### 4.4.3. As relações de causalidade de Granger

Neste contexto, o conceito de causalidade de Granger (Granger, 1969) é extremamente útil, de modo a testar as relações de dependência entre as taxas de câmbio e as cotações de CDS. De forma bastante intuitiva, este teste avalia se uma das variáveis tomadas como endógenas no modelo VAR(p) pode ser tornada exógena e, em consequência, se esta é causa da variável

---

<sup>17</sup> Função que permite estimar o valor dos parâmetros de um modelo estatístico a partir de um conjunto de observações ( $N$ ).

originalmente considerada como endógena, o que é uma forma de avaliar uma relação de cointegração entre ambas. Esta metodologia transforma as variáveis  $y_t$  e  $x_t$  tomadas como endógenas no modelo (6) anterior dispondo-as da seguinte forma:

$$(9) \quad y_t = a_0 + \rho_1 y_{t-1} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_p x_{t-p} + \varepsilon_t,$$

$$(10) \quad x_t = a_0 + \rho_1 x_{t-1} + \dots + \rho_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

Assim, na equação (9),  $y_t$  é variável endógena a depender da exógena  $x_t$  e vice-versa na equação (10). Posteriormente, é calculada uma estatística de teste  $F$ , por forma a avaliar a hipótese nula da variável exógena não causar a variável endógena, nas regressões (9) e (10) (isto é,  $\beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_p = 0$ ).

#### 4.4.4. Função impulso-resposta e decomposição da variância

Para percebermos como as variáveis endógenas de um sistema reagem, em termos dinâmicos, a choques nessas mesmas variáveis endógenas, e durante quanto tempo esses choques mantém a variável afastada dos seus valores originais, vamos calcular a função impulso-resposta a partir da seguinte equação:

$$(11) \quad C_{ij,p} = \frac{\partial y_{i,t+p}}{\partial \varepsilon_{j,t}},$$

sendo  $(i, j)$  os elementos linha e coluna da matriz  $C$  em ordem ao *lag*  $p$  (Hamilton, 1994). A equação representa a derivada parcial ( $\partial$ ) da consequência na variável  $i$  em  $t + p$  períodos posteriores de um choque resultante do acréscimo em uma unidade no erro ( $\varepsilon$ ) da variável  $j$  no momento  $t$ .

A decomposição da variância parte da representação do VAR(p) na equação (6) através de uma média móvel. Assim, a equação

$$(12) \quad Y_{ij,p} = \sum_{p=0}^{\infty} A_{ij,p} \varepsilon_{t-p},$$

mostra que  $Y_t$  é uma combinação linear dos erros  $\varepsilon_t$  presentes e passados estimados. A matriz  $A$  contém os valores das respostas da variável  $i$ , linha, à variável  $j$ , coluna, depois de  $p$  períodos (Zhang, et al., 2010).

#### 4.5. Estudo da não-linearidade: caso do modelo TAR

A dinâmica da relação na transmissão de informação do mercado de CDS ao valor das taxas de câmbio pode ser aprofundada com um modelo TAR (Tong & Lim, 1980) em que a uma regressão entre duas variáveis

$$(13) \quad y_t = a_0 + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

vamos aplicar uma alteração de regime efetuada por uma variável binária na regressão AR (1) construída para as variações dos resíduos  $\Delta u_t$  e que segue a seguinte ordem de valores

$$(14) \quad \Delta u_t = \begin{cases} \phi_1 u_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } u_{t-1} \geq 0 \\ \phi_2 u_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } u_{t-1} < 0 \end{cases}.$$

Por fim, vamos testar várias hipóteses nulas, nomeadamente, se  $\phi_1$  e  $\phi_2$  são individualmente iguais a zero, se são ambos iguais e se são indiferenciáveis entre si. A variável  $u_{t-1}$  é o valor do resíduo no momento  $t - 1$  e 0 é o limite (*threshold*) considerado, ou seja, estamos a testar se existe um efeito diferenciado na relação em  $y_t$  e  $x_t$  nas situações para as quais  $x_t$  varia positiva ou negativamente.

## Capítulo V. Análise dos resultados

### 5.1. Análise da amostra e estatísticas descritivas

As estatísticas descritivas correspondentes às variáveis incluídas na amostra para o período completo são apresentadas no Quadro 5.1 e, para cada um dos três subperíodos, no Quadro 5.2. Neles podemos verificar o número de observações (N), o valor médio (Média), mínimo (Min) e máximo (Max) registado para cada variável, bem como a mediana (Mediana) e o desvio padrão (DP) respetivos.

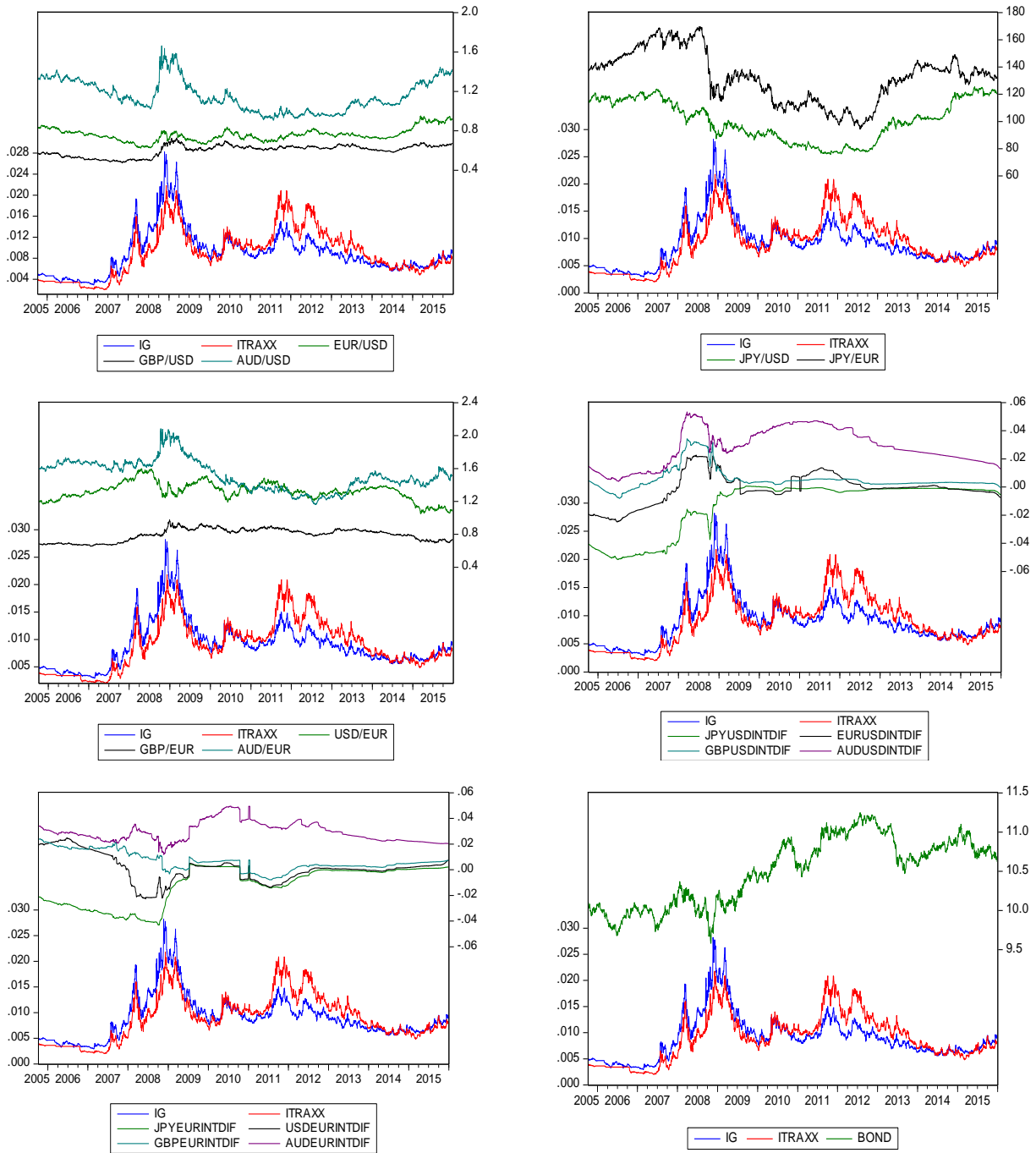
*Quadro 5.1 – Estatísticas descritivas para as variáveis em estudo no período amostral completo*

Variável	Período amostral completo					
	N	Média	Min	Mediana	Max	DP
IG	2670	0.0090	0.0029	0.0085	0.0282	0.0043
ITRAXX	2670	0.0090	0.0020	0.0087	0.0218	0.0044
JPY/USD	2670	100.6931	75.8200	101.1700	125.6300	14.9763
EUR/USD	2670	0.7609	0.6250	0.7540	0.9530	0.0646
GBP/USD	2670	0.6026	0.4750	0.6200	0.7270	0.0571
AUD/USD	2670	1.1547	0.9070	1.1195	1.6630	0.1578
JPY/EUR	2670	132.6602	94.3100	133.8450	169.4900	18.7544
USD/EUR	2670	1.3235	1.0500	1.3260	1.5990	0.1087
GBP/EUR	2670	0.7947	0.6550	0.8085	0.9760	0.0762
AUD/EUR	2670	1.5201	1.1620	1.5010	2.0840	0.1840
BOND	2670	10.5000	9.5800	10.6000	11.2500	0.4300
SPX	2670	1433	677	1362	2131	342
VIX	2670	0.2022	0.0989	0.1734	0.8086	0.0978
JPYSTK	2670	13169.41	7054.98	13463.47	20868.03	3615.75
EURSTK	2670	28.75	14.34	27.96	43.43	5.54
GBPSTK	2670	5879.89	3512.09	5928.06	7103.98	715.79
ASX	2670	35.35	23.16	34.57	59.65	6.01
JPYUSDINTDIF	2670	-0.0132	-0.0515	-0.0021	0.0007	0.0186
EURUSDINTDIF	2670	-0.0011	-0.0249	-0.0012	0.0227	0.0107
GBPUSDINTDIF	2670	0.0055	-0.0080	0.0033	0.0343	0.0077
AUDUSDINTDIF	2670	0.0283	0.0040	0.0268	0.0534	0.0133
JPYEURINTDIF	2670	-0.0122	-0.0431	-0.0065	0.0044	0.0149
USDEURINTDIF	2670	0.0011	-0.0227	0.0012	0.0249	0.0107
GBPEURINTDIF	2670	0.0066	-0.0078	0.0055	0.0241	0.0073
AUDEURINTDIF	2670	0.0293	0.0119	0.0284	0.0496	0.0076

Quadro 5.2 – Estatísticas descritivas para as variáveis em estudo nos três subperíodos considerados.

Variável	1º Subperíodo de 10/07/2005 a 10/21/2008						2º Subperíodo de 10/21/2008 a 07/26/2012						3º Subperíodo de 07/26/2012 a 12/31/2015					
	N	Média	Min	Mediana	Max	DP	N	Média	Min	Mediana	Max	DP	N	Média	Min	Mediana	Max	DP
IG	793	0.0069	0.0029	0.0047	0.0216	0.0044	982	0.0121	0.0076	0.0107	0.0282	0.0042	895	0.0076	0.0055	0.0072	0.0112	0.0013
ITRAXX	793	0.0051	0.0020	0.0036	0.0160	0.0032	982	0.0127	0.0066	0.0116	0.0218	0.0036	895	0.0085	0.0048	0.0075	0.0169	0.0025
JPY/USD	793	114.0435	97.3300	115.8700	123.8900	5.9114	982	86.2781	75.8200	84.5900	100.9900	6.8348	895	104.6805	77.4900	102.3300	125.6300	13.6065
EUR/USD	793	0.7429	0.6250	0.7470	0.8570	0.0642	982	0.7397	0.6610	0.7390	0.8390	0.0389	895	0.8000	0.7180	0.7720	0.9530	0.0697
GBP/USD	793	0.5246	0.4750	0.5120	0.5990	0.0288	982	0.6380	0.5890	0.6330	0.7270	0.0264	895	0.6328	0.5830	0.6360	0.6830	0.0237
AUD/USD	793	1.2307	1.0210	1.2500	1.5550	0.1093	982	1.1116	0.9070	1.0695	1.6630	0.1797	895	1.1347	0.9440	1.0960	1.4470	0.1441
JPY/EUR	793	154.1784	130.8100	156.1100	169.4900	9.4526	982	116.9635	94.3100	114.6750	138.4100	11.1481	895	130.8170	95.3000	134.1800	149.2300	12.2383
USD/EUR	793	1.3565	1.1670	1.3380	1.5990	0.1200	982	1.3557	1.1920	1.3535	1.5130	0.0710	895	1.2591	1.0500	1.2960	1.3930	0.1036
GBP/EUR	793	0.7092	0.6550	0.6850	0.8160	0.0461	982	0.8636	0.7780	0.8660	0.9760	0.0335	895	0.7949	0.6940	0.8010	0.8750	0.0501
AUD/EUR	793	1.6572	1.5510	1.6560	2.0840	0.0576	982	1.5039	1.1710	1.4140	2.0780	0.2327	895	1.4165	1.1620	1.4410	1.6240	0.1050
BOND	793	9.9899	9.6700	9.9900	10.3700	0.1356	982	10.5955	9.5800	10.5900	11.2500	0.3602	895	10.8470	10.4700	10.8200	11.2300	0.1789
SPX	793	1357	899	1352	1565	110	982	1141	677	1160	1419	173	895	1821	1353	1872	2131	236
VIX	793	0.1789	0.0989	0.1532	0.7033	0.0812	982	0.2668	0.1426	0.2299	0.8086	0.1133	895	0.1519	0.1032	0.1438	0.4074	0.0318
JPYSTK	793	15466.25	8276.43	15890.56	18261.98	1848.89	982	9464.93	7054.98	9547.03	11339.30	840.32	895	15198.90	8534.12	15138.12	20868.03	3369.07
EURSTK	793	34.78	21.70	35.42	43.43	4.56	982	23.97	14.34	24.19	30.06	3.09	895	28.67	22.68	28.71	33.08	2.31
GBPSTK	793	5968.94	3861.39	6010.00	6732.40	446.65	982	5254.76	3512.09	5396.80	6091.33	626.30	895	6486.87	5605.59	6558.82	7103.98	342.51
ASX	793	38.43	25.81	34.73	59.65	8.38	982	31.86	23.16	31.40	41.10	2.91	895	36.44	28.47	36.15	44.52	3.65
JPYUSDINTDIF	793	-0.0399	-0.0515	-0.0459	-0.0157	0.0117	982	-0.0024	-0.0253	-0.0013	0.0007	0.0033	895	-0.0015	-0.0053	-0.0012	-0.0009	0.0007
EURUSDINTDIF	793	-0.0072	-0.0249	-0.0138	0.0227	0.0161	982	0.0042	-0.0054	0.0044	0.0221	0.0066	895	-0.0013	-0.0074	-0.0011	0.0012	0.0016
GBPUSDINTDIF	793	0.0087	-0.0080	0.0038	0.0343	0.0128	982	0.0055	0.0017	0.0049	0.0317	0.0037	895	0.0027	-0.0002	0.0028	0.0033	0.0005
AUDUSDINTDIF	793	0.0198	0.0040	0.0107	0.0534	0.0164	982	0.0392	0.0239	0.0414	0.0471	0.0068	895	0.0239	0.0129	0.0237	0.0359	0.0052
JPYEURINTDIF	793	-0.0327	-0.0431	-0.0332	-0.0212	0.0056	982	-0.0066	-0.0392	-0.0079	0.0044	0.0086	895	-0.0002	-0.0022	-0.0004	0.0022	0.0010
USDEURINTDIF	793	0.0072	-0.0227	0.0138	0.0249	0.0161	982	-0.0042	-0.0221	-0.0044	0.0054	0.0066	895	0.0013	-0.0012	0.0011	0.0074	0.0016
GBPEURINTDIF	793	0.0160	0.0075	0.0169	0.0241	0.0039	982	0.0013	-0.0078	0.0013	0.0110	0.0050	895	0.0040	0.0018	0.0034	0.0072	0.0014
AUDEURINTDIF	793	0.0270	0.0139	0.0273	0.0357	0.0035	982	0.0350	0.0119	0.0353	0.0496	0.0089	895	0.0252	0.0204	0.0233	0.0373	0.0044

Figura 5.1 – Evolução histórica das cotações dos índices de CDS (variáveis *IG* e *ITRAXX*) face a outras variáveis consideradas na análise com todas as moedas, as diferenças nas taxas de juro e variável *BOND* entre 2005 a 2015



Nota: As cotações dos índices de CDS (*IG* e *ITRAXX*) lêem-se no eixo esquerdo e os das restantes variáveis no eixo direito.

No que concerne às cotações de CDS é de destacar a existência de três ciclos correspondentes, de forma geral, aos subperíodos considerados na amostra. O primeiro ciclo, entre 2005 e 2008, caracteriza-se pela estabilidade das cotações (considerando ambos os índices), registando valores médios na ordem dos 50 pontos base. Esta tendência mantém-se estável até

2007, quando se começaram a sentir os primeiros efeitos da crise do *subprime*, nomeadamente com a falência da New Century Financial Corporation, um dos agentes com maior peso no mercado de crédito hipotecário. A instabilidade sentida nos mercados financeiros foi crescendo, levando à criação do MMIFF pelas autoridades norte-americanas, em outubro de 2008, com o intuito de injetar liquidez nos mercados. Neste momento inicia-se o segundo ciclo registado, entre 2008 e 2012, marcado pela elevada instabilidade dos mercados financeiros a nível mundial, inclusivamente com o contágio ao mercado de dívida soberana da zona euro. Neste ciclo, as cotações de CDS registam os valores máximos de toda a série histórica, em virtude da elevada perceção de risco de crédito. Esta conjuntura mantém-se até julho de 2012, altura em que o BCE se predispõe a tomar todas as medidas necessárias à preservação da estabilidade do euro. A partir deste momento, as cotações de CDS de ambos os índices registam uma descida considerável, iniciando uma tendência de relativa estabilidade.

Paralelamente à evolução do risco de crédito, é ainda de destacar o comportamento das diferentes taxas de câmbio e dos diferenciais de taxa de juro. No que concerne às taxas de câmbio, e utilizando como referencial o coeficiente de variação<sup>18</sup>, verifica-se que os câmbios mais estáveis são o EUR face ao USD (8%), seguido do GBP, face ao EUR (9%) e ao USD (10%). Contrariamente, a moeda mais volátil é o JPY, igualmente face ao EUR (14%) e ao USD (15%). No contexto da evolução histórica dos vários câmbios, é interessante notar que, no pico de volatilidade durante 2008 e 2009, o JPY registou uma apreciação considerável face ao EUR e ao USD, ilustrando a sua condição de moeda de refúgio para muitos investidores.

No que diz respeito aos diferenciais de taxa de juro, é observável que todos os valores registam uma tendência de convergência para valores próximos de zero, posteriormente ao pico da crise (exceto no caso das taxas de juro em AUD). Este movimento é explicado fundamentalmente pelas políticas monetárias seguidas pelas principais economias mundiais, que conduziram a reduções substanciais das taxas de juro respetivas.

Por último, é também interessante registar que as variáveis *BOND* e *IG* apresentam trajetórias de evolução histórica distintas, quando teoricamente seria esperado que aumentos na perceção de risco de crédito conduzissem a quedas no preço dos ativos obrigacionistas. Esta diferença é explicada fundamentalmente por duas causas: por um lado, e como já referido acima, as políticas monetárias expansionistas levadas a cabo por algumas economias levaram a quedas

---

<sup>18</sup> Rácio entre o desvio padrão e a média amostral. Representa uma medida de dispersão estandardizada de cada variável.



substanciais das taxas de juro e a subidas no preço das obrigações, independentemente da perceção de risco de crédito. Por outro lado, os movimentos de *flight-to-quality* verificados durante e após a crise financeira, especialmente no que respeita a títulos de dívida com melhor *rating*, como defendido por Dick-Nielsen et al. (2012) e Kocha & Baeumler (2013), justificam algumas das valorizações registadas, nomeadamente em momentos de maior incerteza.

## 5.2. Correlações

Quadro 5.3 – Matriz de correlações de Pearson ( $\rho$ ) entre as diferentes taxas de câmbio e as variáveis *IG* e *ITRAXX*.

Correlações		Período total		1.º subperíodo		2.º subperíodo		3.º subperíodo	
		IG	ITRAXX	IG	ITRAXX	IG	ITRAXX	IG	ITRAXX
JPY/USD	$\rho$	-0.5010	-0.7860	-0.8620	-0.8900	0.4470	-0.2310	-0.5690	-0.8180
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)
EUR/USD	$\rho$	-0.2590	-0.1740	-0.7060	-0.6750	0.3200	0.5080	0.0023	-0.3380
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(0.946)	(<0.001)
GBP/USD	$\rho$	0.4040	0.5870	-0.1040	-0.0646	0.6100	0.4590	0.2870	0.0880
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(0.003)	(0.069)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(0.009)
AUD/USD	$\rho$	0.0810	-0.2990	-0.5330	-0.5010	0.8570	0.2710	-0.3120	-0.6500
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)
JPY/EUR	$\rho$	-0.3540	-0.7170	0.2770	0.2110	0.1810	-0.4800	-0.8170	-0.8380
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)
USD/EUR	$\rho$	0.2670	0.1580	0.7250	0.7000	-0.3220	-0.5130	-0.0233	0.3140
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(0.486)	(<0.001)
GBP/EUR	$\rho$	0.6160	0.7200	0.9020	0.8980	0.2070	-0.1990	0.1590	0.4890
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)
AUD/EUR	$\rho$	0.2840	-0.2120	0.4010	0.4050	0.7630	0.1030	-0.5730	-0.7310
	<i>p-value</i>	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	0.00121	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)

Nota: Valores entre parênteses representam o *p-value* associado à estatística *t*, sendo rejeitada a hipótese nula de correlação nula nos casos em que o *p-value* é inferior ao nível de significância de 0.05.

O Quadro 5.3 apresenta as correlações registadas entre as diferentes taxas de câmbio e as variáveis *IG* e *ITRAXX*, para o período amostral completo e para cada um dos subperíodos considerados. Pela análise dos dados, é possível observar que todos os pares de variáveis apresentam uma correlação com significância estatística, à exceção do *GBP/USD* face ao *ITRAXX* (no primeiro subperíodo), do *USD/EUR* face ao *IG* (no terceiro subperíodo) e do *EUR/USD* também face ao *IG* (no terceiro subperíodo). Assim, várias ilações poderão ser retiradas.

Em primeiro lugar, quer o  $JPY/USD$ , quer o  $JPY/EUR$ , relacionam-se de forma negativa com ambos os CDS quando consideradas as séries na sua totalidade. Estas relações possuem uma força manifestamente superior no caso do *ITRAXX* e, de forma mais específica, no terceiro subperíodo, quando o Banco Central do Japão lançou um enorme programa de QE, comprando títulos de dívida soberana japonesa e descendo as taxas de juro de referência para -0.1%, com o objetivo de estimular a economia e subir a inflação. Esta expansão monetária teve como efeito a desvalorização do JPY e acontece numa época em que também os *spreads* dos CDS seguem uma trajetória de descida (conforme reportado na Figura 5.).

No que diz respeito ao GBP, verifica-se (face ao EUR e ao USD) uma relação positiva com ambos os índices de CDS. Apesar de esta relação ser mais fraca no caso do  $GBP/USD$ , é bastante robusta no  $GBP/EUR$ . Este aspeto indicia a hipótese de que uma subida do risco de crédito leva a depreciação do GBP, e vice-versa, o que se compreende, pelo retorno tradicional a ativos (neste caso, denominados em EUR) de economias tidas como *safe haven*<sup>19</sup> em momentos de maior instabilidade.

As taxas de câmbio  $EUR/USD$ ,  $USD/EUR$ ,  $AUD/USD$  e  $AUD/EUR$  possuem relações mais ténues face às cotações dos índices de CDS. No caso das economias norte-americana e europeia compreende-se este efeito pelas circunstâncias de serem economias bastante interligadas, onde os *players* empresariais mais relevantes economicamente atuam simultaneamente nos dois espaços. Consequentemente, uma subida no risco de crédito acaba por afetar de forma aproximada a atividade económica nos dois espaços e assim reduzir as vantagens na transferência de ativos entre as duas moedas.

Quanto à relação com a economia australiana encontramos alguma justificação em Kim (2015, p. 25) quando conclui que as probabilidades para a ocorrência de *carry trades* usando o AUD como moeda de investimento são significativamente superiores nos períodos de maior instabilidade financeira, e que reagem de forma bastante consequente à política monetária do Banco Central da Austrália. Assim, observamos que a correlação do período completo para o  $AUD/USD$  e  $AUD/EUR$  é fraca, mas quando observamos os seus valores nos três diferentes subperíodos temos valores bastante robustos e com sinais opostos.

---

<sup>19</sup> Segundo Baur & Lucey (2010, p. 219) um ativo *safe haven* pode ser definido como um ativo que não possui correlação, ou possui correlação negativa com outro ativo, ou portfólio de ativos, em períodos de *stress* ou turbulência nos mercados.

### 5.3. Modelos VAR(p)

Na construção dos modelos VAR(p) vamos apenas usar o *ITRAXX* como variável representativa do mercado dos CDS. Esta decisão fundamenta-se no objetivo de focar e simplificar a análise. Por outro lado, como já havíamos percebido (Figura 5.1), as variáveis *IG* e *ITRAXX* seguem um comportamento bastante aproximado e com correlações<sup>20</sup>, entre ambas, de 0.84 para todo o período temporal (além disso, no primeiro subperíodo é de 0.99, no segundo 0.68 e no terceiro 0.88). Por outro lado, se compararmos a soma das correlações de cada CDS com o conjunto de moedas, ao quadrado, concluímos que o *ITRAXX* alcança um valor de 9.12 e o *IG* de 7.95. Esta pode ser considerada uma medida da força de cada índice representativo da percepção de risco de crédito, de onde podemos concluir que o *ITRAXX* é o CDS com mais poder de associação ao cabaz de moedas em estudo e, portanto, poderá ser esta variável a utilizada como *proxy* para todo o mercado de CDS. Em termos económicos, é importante referir que a crise financeira norte-americana acabou por ser mais contida temporalmente ao invés da europeia que se vem manifestando mais estrutural e lenta no reajustamento. Por fim, é importante considerar que as empresas de maior dimensão, com melhor *rating* da sua dívida e para quais são emitidos CDS, são na sua generalidade empresas com presença global e, necessariamente, europeia. Portanto, o *ITRAXX* sai reforçado nesta sua função de representar a percepção de risco de crédito subjacente aos agentes do mercado.

#### 5.3.1. Análise de cointegração

Para as combinações por nós escolhidas entre pares de moeda e o *ITRAXX* não encontramos evidências da existência de mecanismos de cointegração (ver o Anexo C).

Todavia, no teste entre *GBP/EUR* e o *ITRAXX*, com dois *lags*, os dados manifestam alguns sinais de cointegração (ver Anexo D). O teste *trace* e o teste *max-eigenvalue* apontam para a existência de relações de cointegração, mas para modelos diferentes, assim como o critério *SC* não confirmou a existência de um mecanismo de correção de erros para os modelos identificados no passo anterior. Com estes argumentos concluímos não existir suficiente evidência de uma relação cointegrada, utilizando um mecanismo corretor de erros, entre as duas variáveis.

---

<sup>20</sup> Todas as correlações apresentadas possuem *p-value* < 0.001.

### 5.3.2. Testes à estacionaridade das variáveis

Todas as séries em estudo revelaram um comportamento *difference-stationary process*, isto é, possuem raiz unitária em níveis, não associada a uma tendência, mas tornam-se estacionárias se analisadas nas suas primeiras diferenças. Os resultados constam do Quadro 5.4.

No Anexo E estão disponíveis os testes de estacionaridade às variáveis consideradas, no nosso estudo, como exógenas. Concluímos que quase todas possuem raiz unitária em níveis e que seguem um processo *difference-stationary*. A única exceção é o *VIX* que, através dos testes ADF e PP, manifesta encontrar-se já estacionário em níveis.

Quadro 5.4 – Resultados dos testes à raiz unitária das variáveis a considerar como endógenas nos modelos VAR(p)

Variável	Teste	Dimensão	Parâmetros	p-value	Conclusão	Variável	Teste	Dimensão	Parâmetros	p-value	Conclusão
ITRAXX	ADF	levels	c	0.2920		AUD/USD	ADF	levels	c	0.5006	
	ADF	1 st dif	c	0.0001			ADF	1 st dif	c	0.0001	
	ADF	levels	c + t	0.6592	DSP		ADF	levels	c + t	0.9041	DSP
	PP	levels	c	0.3477			PP	levels	c	0.5432	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.7371	DSP		PP	levels	c + t	0.9263	DSP
AUD/EUR	ADF	levels	c	0.4593		EUR/USD	ADF	levels	c	0.5876	
	ADF	1 st dif	c	0.0001			ADF	1 st dif	c	0.0001	
	ADF	levels	c + t	0.6669	DSP		ADF	levels	c + t	0.5775	DSP
	PP	levels	c	0.5255			PP	levels	c	0.5719	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
PP	levels	c + t	0.7481	DSP	PP	levels	c + t	0.5657	DSP		
GBP/EUR	ADF	levels	c	0.4568		GBP/USD	ADF	levels	c	0.6282	
	ADF	1 st dif	c	0.0000			ADF	1 st dif	c	0.0001	
	ADF	levels	c + t	0.8981	DSP		ADF	levels	c + t	0.5580	DSP
	PP	levels	c	0.4660			PP	levels	c	0.6145	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.9056	DSP		PP	levels	c + t	0.5367	DSP
JPY/EUR	ADF	levels	c	0.5498		JPY/USD	ADF	levels	c	0.7754	
	ADF	1 st dif	c	0.0001			ADF	1 st dif	c	0.0001	
	ADF	levels	c + t	0.8234	DSP		ADF	levels	c + t	0.9756	DSP
	PP	levels	c	0.5521			PP	levels	c	0.8022	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.8252	DSP		PP	levels	c + t	0.9824	DSP
USD/EUR	ADF	levels	c	0.5926							
	ADF	1 st dif	c	0.0001							
	ADF	levels	c + t	0.5814	DSP						
	PP	levels	c	0.5690							
	PP	1 st dif	c	0.0001							
	PP	levels	c + t	0.5652	DSP						

Nota: A hipótese nula de que a variável possui raiz unitária é rejeitada para  $p\text{-value} < 0.05$ .

### 5.3.3. Escolha do número ótimo de lags a considerar nos modelos VAR(p)

No Quadro 5.5 são apresentados valores para um sistema VAR(p) com os três primeiros lags do teste, teste esse que foi computado para testar até 30 lags na parametrização do Eviews, já que estão a ser considerados dados diários.

Apenas no caso do  $\Delta JPY/USD * \Delta ITRAXX$  optámos por não respeitar o critério de SC já que, na simulação do modelo, encontrámos significância estatística no valor do  $\Delta ITRAXX$  de  $t - 2$  quando tomado o  $\Delta JPY/USD$  como variável independente e tal permite-nos analisar o efeito do CDS a dois períodos referido por Zhang et al. (2010, p. 446) e que detalharemos mais à frente.

Quadro 5.5 – Resultados para os critérios SC e HQ de seleção do número ótimo de lags a considerar nos modelos VAR(p)

VAR(2) $\Delta JPY/USD * \Delta ITRAXX$			VAR(1) $\Delta EUR/USD * \Delta ITRAXX$		
lag	SC	HQ	lag	SC	HQ
0	-11.5964	-11.61346	0	-21.4657	-21.48276
1	-11.59696*	-11.61971*	1	-21.48250*	-21.50525*
2	-11.58947	-11.61791	2	-21.47328	-21.50172
VAR(1) $\Delta GBP/USD * \Delta ITRAXX$			VAR(1) $\Delta AUD/USD * \Delta ITRAXX$		
lag	SC	HQ	lag	SC	HQ
0	-22.00996	-22.02702	0	-19.6979	-19.71496
1	-22.01963*	-22.04238*	1	-19.71915*	-19.74189*
2	-22.00979	-22.03822	2	-19.70941	-19.73785
VAR(1) $\Delta JPYEUR * \Delta ITRAXX$			VAR(1) $\Delta USD/EUR * \Delta ITRAXX$		
lag	SC	HQ	lag	SC	HQ
0	-10.94589	-10.96295	0	-20.04661	-20.08369
1	-10.94960*	-10.97235*	1	-20.08331*	-20.13275*
2	-10.94124	-10.96968	2	-20.05852	-20.12032
VAR(1) $\Delta GBP/EUR * \Delta ITRAXX$			VAR(1) $\Delta AUD/EUR * \Delta ITRAXX$		
lag	SC	HQ	lag	SC	HQ
0	-21.53025	-21.54731	0	-19.43733	-19.4544
1	-21.53578*	-21.55853*	1	-19.44179*	-19.46454*
2	-21.52923	-21.55767	2	-19.43436	-19.4628

Nota: O símbolo ‘\*’ surge junto ao menor valor destes testes e indica o lag que constrói um modelo com o melhor grau de ajustamento aos dados reais (Shwarz, 1978).

#### 5.3.4. Aplicação do modelo

Os resultados obtidos para os modelos VAR(p) considerando como variáveis endógenas as taxas de câmbio face ao USD e o *ITRAXX*, para o período amostral completo, são apresentados no Quadro 5.6. Estes modelos são bivariados e avaliam a presença e dimensão do contributo simultâneo das variáveis endógenas entre si, até  $p$  lags definidos como ótimos

no ponto 5.3.3, para a composição das variações dos seus valores futuros. Serão também tomadas em consideração as contribuições de várias variáveis exógenas – *BOND*, as variáveis representativas dos mercados acionistas e ainda os diferenciais de taxa de juro, bem como o *VIX*– e ainda uma constante.

Desta forma, é possível compreender o contributo de cada uma das variáveis anteriores para as variações nos valores das quatro moedas consideradas no estudo (EUR, GBP, JPY e AUD) face ao USD, e também para as variações do *ITRAXX*. Posteriormente serão também apresentados os mesmos resultados, mas considerando o EUR como moeda base.

É importante enunciar que, de acordo com a teoria econométrica (Enders, 1995, p. 294) os modelos VAR(p), para serem estáveis, devem ser compostos por variáveis estacionárias, isto é, sem raiz unitária. Assim, e de acordo com os resultados alcançados no ponto 5.3.2, as variáveis acima elencadas são consideradas nas suas primeiras diferenças, com exceção do *VIX* para o qual já foi rejeitada a hipótese de possuir raiz unitária. Na equação seguinte é apresentada, a título de exemplo, a formulação concreta para o primeiro modelo que figura no Quadro 5.6, o VAR(2) para  $\Delta JPY/USD$  e  $\Delta ITRAXX$ , onde  $\Delta$  representa o operador de primeiras diferenças.

$$(15) \quad \begin{pmatrix} \Delta JPY/USD_t \\ \Delta ITRAXX_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{1,0} \\ a_{2,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{1,0} \\ \gamma_{2,0} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta BOND_{1,t} \\ \Delta BOND_{2,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_{1,0} \\ \delta_{2,0} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta SPX_{1,t} \\ \Delta SPX_{2,t} \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} \theta_{1,0} \\ \theta_{2,0} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta JPYSTK_{1,t} \\ \Delta JPYSTK_{2,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{1,0} \\ \omega_{2,0} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} VIX_{1,t} \\ VIX_{2,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varphi_{1,0} \\ \varphi_{2,0} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Delta INTDIF_{1,t} \\ \Delta INTDIF_{2,t} \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} \beta_{1,1} & \beta_{1,2} \\ \beta_{2,1} & \beta_{2,2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta JPY/USD_{t-1} \\ \Delta ITRAXX_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta JPY/USD_{t-2} \\ \Delta ITRAXX_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix},$$

Ainda,  $\cdot$  representa o operador de multiplicação elemento-a-elemento,  $\gamma$ ,  $\delta$ ,  $\theta$ ,  $\omega$ ,  $\varphi$ ,  $\beta$  e  $\alpha$  são os coeficientes de regressão associados a cada variável dentro do sistema,  $a$  é a constante estimada do modelo e  $\varepsilon_t$  o erro aleatório associado a cada previsão.

A disposição dos quadros relativos aos resultados nos modelos VAR(p) apresenta os coeficientes dos modelos, com o respetivo valor da estatística  $t$ , o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), o valor da estatística  $F$  para a globalidade do modelo e ainda a indicação do número de *lags* selecionado.

Para o teste  $t$ , o intervalo de valores críticos<sup>21</sup> associados à probabilidade desta distribuição, na sua forma bicaudal, com um nível de confiança de 95% e 2669 graus de liberdade<sup>22</sup>, é de

<sup>21</sup> Os valores críticos são calculados usando o Microsoft Excel 2016 através da função que devolve o inverso das distribuições de probabilidade  $t$  e  $F$ , com uma probabilidade associada de 0.05.

<sup>22</sup> Número de observações da amostra, subtraído do número de variáveis individuais a observar.

$[-1,96; 1,96]$ . Fora deste intervalo, é rejeitada a hipótese nula de que os coeficientes são valores aleatórios sem capacidade explicativa. No caso do teste  $F$ , para 2 graus de liberdade no numerador<sup>23</sup> e 2670 no denominador<sup>24</sup>, com um nível de confiança de 95%, o valor crítico é aproximadamente 3. Para valores do teste  $F$  acima deste nível, é rejeitada a hipótese nula de que os valores apresentados pelo modelo, no seu conjunto, não são estatisticamente significantes.

De forma a mantermos o foco e coerência com as hipóteses assumidas inicialmente no estudo serão apenas comentados os resultados com maior expressão, e, com mais frequência, que estejam associados à composição das variações das taxas de câmbio.

Na análise aos quatro modelos propostos no Quadro 5.6 destacamos, em primeiro lugar, que a  $\Delta JPY/USD$  é a única taxa de câmbio que, com significância estatística, recolhe informação do  $ITRAXX$  para a composição da variação do seu valor, com dois períodos de desfasamento (coeficiente de -62.63261 com um teste  $t$  de -2.07837). É possível observar aqui o efeito atrás referido por Zhang et al. (2010, p. 446), embora com menor expressão, quando chama a atenção para o facto de a variável representativa da perceção de risco de crédito em  $t - 1$  corrigir a influência exercida em  $t - 2$  face ao  $\Delta JPY/USD$ . No nosso caso, em  $t - 1$ , embora sem suficiente significância, existe a sugestão de uma correção, pela positiva, do contributo negativo da subida do risco de crédito ocorrido, e válido, em  $t - 2$ .

O segundo fenómeno com maior relevo nestes quatro modelos é a significância estatística das variações nos diferenciais de taxa de juro ( $\Delta AUDUSDINTDIF$  e  $\Delta AUDUSDINTDIF$ ) para a composição do valor das variáveis  $\Delta JPY/USD$  e  $\Delta AUD/USD$ . Estes coeficientes são negativos em ambos os casos (-160.3684 com um teste  $t$  de -3.64881 e -3.049819 com um teste  $t$  de -5.66916, respetivamente) o que quer dizer que sempre que aumenta a diferença entre a taxa de juro relativa à moeda estrangeira (JPY ou AUD) e a taxa de juro da moeda base (USD), a segunda desvaloriza.

Estas duas primeiras evidências confirmam que os investidores incorporam, num primeiro momento, informação dos diferenciais das taxas de juro para tomarem as suas decisões de investimento em ativos designados em moeda estrangeira e fazem-no, de forma

---

<sup>23</sup> Número de grupos a observar na amostra. Neste caso, cada modelo VAR(p) é composto por duas variáveis endógenas, aqui consideradas como grupos.

<sup>24</sup> Número de observações da amostra.

A relação entre o risco de crédito e a evolução das taxas de câmbio

estatisticamente significativa, procurando oportunidades para a implementação de estratégias de *carry trade*.



Quadro 5.6 – Sistemas VAR(p) para as variações das várias taxas de câmbio (tendo o USD como moeda de base) e do ITRAXX, integrando várias variáveis exógenas

	$\Delta$ JPY/USD (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)		$\Delta$ EUR/USD (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)
Lag = 2			Lag = 1		
$\Delta$ BOND	-8.704882 [-18.8178]	0.001109 [ 4.14205]	$\Delta$ BOND	-0.01877 [-5.47692]	0.001202 [ 4.71431]
$\Delta$ SPX	0.010959 [ 14.6294]	-0.00000949 [-21.9001]	$\Delta$ SPX	0.000138 [ 14.8475]	-0.00000537 [-0.77624]
$\Delta$ JPYSTK	0.000745 [ 12.1602]	-0.00000345 [-9.74302]	$\Delta$ EURSTK	-0.010483 [-30.0307]	-0.000449 [-17.2690]
VIX	-0.141199 [-1.25803]	0.0000588 [ 0.90594]	VIX	-0.000632 [-0.77121]	0.0000639 [ 1.04920]
$\Delta$ JPYUSDINTDIF	-160.3684 [-3.64881]	0.012259 [ 0.48213]	$\Delta$ EURUSDINTDIF	-0.053082 [-0.30468]	0.001327 [ 0.10232]
$\Delta$ JPY/USD (t-1)	-0.080027 [-4.55762]	0.0000029 [ 0.28536]	$\Delta$ EUR/USD (t-1)	-0.004603 [-0.27558]	0.007642 [ 6.14808]
$\Delta$ JPY/USD (t-2)	-0.009793 [-0.58273]	0.00000431 [ 0.44359]	$\Delta$ ITRAXX (t-1)	-0.347455 [-1.55614]	0.075304 [ 4.53218]
$\Delta$ ITRAXX (t-1)	38.36585 [ 1.23343]	0.056274 [ 3.12712]	Constant	0.000122 [ 0.66423]	-0.0000124 [-0.90515]
$\Delta$ ITRAXX (t-2)	-62.63261 [-2.07837]	-0.042952 [-2.46358]	R <sup>2</sup> (%)	0.302284	0.313859
Constant	0.029293 [ 1.17190]	-0.0000077 [-0.53239]	F-statistic	164.5106	173.6911
R <sup>2</sup> (%)	0.309071	0.254979			
F-statistic	131.9615	100.9622			
Lag = 1	$\Delta$ GBP/USD (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)	Lag = 1	$\Delta$ AUD/USD (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)
$\Delta$ BOND	-0.013187 [-4.53867]	0.000838 [ 3.58546]	$\Delta$ BOND	-0.035723 [-4.39262]	0.001226 [ 4.65496]
$\Delta$ SPX	-0.0000683 [-12.4159]	-0.00000305 [-6.88537]	$\Delta$ SPX	-0.000395 [-30.0143]	-0.00000986 [-23.1340]
$\Delta$ GBPSTK	-0.00000561 [-0.44745]	-0.00000303 [-30.1007]	$\Delta$ ASX	-0.001271 [-4.00130]	-0.000103 [-10.0182]
VIX	0.001702 [ 2.45103]	0.000043 [ 0.77066]	VIX	0.000311 [ 0.15989]	0.0000612 [ 0.97089]
$\Delta$ GBPUSDINTDIF	0.192649 [ 0.87004]	0.021562 [ 1.21066]	$\Delta$ AUDUSDINTDIF	-3.049819 [-5.66916]	0.05331 [ 3.06063]
$\Delta$ GBP/USD (t-1)	0.044155 [ 2.29061]	0.007194 [ 4.63983]	$\Delta$ AUD/USD (t-1)	-0.073796 [-4.08345]	0.003534 [ 6.04013]
$\Delta$ ITRAXX (t-1)	0.116804 [ 0.61716]	0.070025 [ 4.59994]	$\Delta$ ITRAXX (t-1)	-0.026651 [-0.04769]	0.037016 [ 2.04593]
Constant	-0.000283 [-1.81933]	-0.00000625 [-0.49939]	Constant	0.000106 [ 0.24218]	-0.00000809 [-0.57255]
R <sup>2</sup> (%)	0.086065	0.427153	R <sup>2</sup> (%)	0.287787	0.267398
F-statistic	35.75746	283.1404	F-statistic	153.4325	138.5946

Nota: Os valores entre parêntesis retos representam o valor do teste *t* associado à significância estatística de cada coeficiente da variável exógena, em coluna, face à variável endógena, em linha.

Estas oportunidades decorrem da existência de desequilíbrios na paridade das taxas de juro, segundo a qual, os investidores procuram financiar-se em moedas com taxas de juro baixas para aplicarem os seus investimentos em ativos denominados numa outra moeda, com taxas de juro comparativamente mais elevadas.

Num segundo momento, os dados sugerem igualmente, mas agora apenas para  $\Delta JPY/USD$ , que os investidores retiram igualmente informação do risco de crédito e fazem-no abandonando investimentos em ativos estrangeiros sempre que o risco de crédito doméstico aumenta, dado o sinal negativo do coeficiente significativo. Zhang et al. (2010, p. 446) haviam mencionado esta ocorrência para o  $\Delta JPY/USD$  face ao *IG* no período entre 2004 e 2008 e nós acrescentamos a manutenção do fenómeno até 2015, embora considerando agora o *ITRAXX*.

Nas restantes variáveis destes quatro modelos, sublinhamos ainda os coeficientes da variável  $\Delta BOND$  que contribui de forma negativa para as variações de todos os pares de moeda. Este é um fenómeno expectável, já que, segundo Ciner et al. (2013, p. 211) as obrigações têm funcionado como ativo de refúgio, especialmente na economia norte-americana onde o setor empresarial como um todo – excetuando o segmento financeiro mais exposto ao risco do *subprime* – sofreu impactos negativos de curto prazo e rapidamente recuperados no período amostral considerado. Assim, as variações positivas do preço das obrigações contribuem para variações negativas do valor do USD, nas quatro moedas consideradas.

O *SPX* surge associado de forma positiva, com significância estatística, com as variáveis  $\Delta JPY/USD$  e  $\Delta EUR/USD$ , mas de forma negativa com as variáveis  $\Delta GBP/USD$  e  $\Delta AUD/USD$ , mostrando-nos que os crescimentos dos mercados acionistas norte-americanos atraem investimentos consideráveis financiados em JPY e EUR mas funcionam no sentido contrário para com os ativos denominados em GBP ou AUD. Isto é, para estes dois últimos, uma subida na desempenho económico norte-americano contribui para uma maior procura de ativos denominados em GBP e AUD, e financiados por USD.

No Quadro 5.7 temos o sistema de variáveis para cada um dos quatros modelos VAR(p) relativos, agora, às taxas de câmbio que possuem o EUR como moeda base. Tal como observámos nos modelos anteriores, existe apenas uma taxa de câmbio ( $GBP/EUR$ ) que, de forma estatisticamente significativa, recolhe informação do *ITRAXX* para a composição das suas variações. O coeficiente associado (0.525639 com teste *t* de 2.27256) é positivo e permite concluir que um crescimento no risco de crédito promove uma desvalorização do GBP.

Quadro 5.7 – Sistemas VAR(p) para as variações das várias taxas de câmbio (tendo o EUR como moeda de base) e do ITRAXX, integrando várias variáveis exógenas

	$\Delta$ JPY/EUR (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)		$\Delta$ USD/EUR (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)
Lag = 1			Lag = 1		
$\Delta$ BOND	-7.953142 [-12.2101]	0.001311 [ 5.35705]	$\Delta$ BOND	0.032048 [ 5.58984]	0.001217 [ 4.77690]
$\Delta$ EURSTK	1.391977 [ 33.8141]	-0.000449 [-28.9972]	$\Delta$ EURSTK	0.018482 [ 31.5948]	-0.000449 [-17.2886]
$\Delta$ JPYSTK	0.000583 [ 6.55782]	-2.44E-07 [-7.31124]	$\Delta$ SPX	-0.000244 [-15.6586]	-5.08E-07 [-0.73392]
VIX	-0.233522 [-1.44306]	1.23E-05 [ 0.20263]	VIX	0.001054 [ 0.76146]	6.38E-05 [ 1.03731]
$\Delta$ JPYEURINTDIF	22.82402 [ 0.59475]	0.002616 [ 0.18140]	$\Delta$ EURUSDINTDIF	0.045732 [ 0.13899]	0.000585 [ 0.04004]
$\Delta$ JPY/EUR (t-1)	-0.013605 [-0.81887]	-3.18E-05 [-5.09428]	$\Delta$ USD/EUR (t-1)	0.003204 [ 0.19452]	-0.004258 [-5.81847]
$\Delta$ ITRAXX (t-1)	68.22511 [ 1.46157]	0.028105 [ 1.60212]	$\Delta$ ITRAXX (t-1)	0.498925 [ 1.32861]	0.075086 [ 4.50081]
Constant	0.044144 [ 1.22159]	-1.38E-06 [-0.10130]	Constant	-0.000185 [-0.59895]	-1.23E-05 [-0.89262]
R <sup>2</sup> (%)	41.73%	33.05%	R <sup>2</sup> (%)	32.37%	31.28%
F-statistic	271.88	187.4286	F-statistic	181.7716	172.8737
Lag = 1	$\Delta$ GBP/EUR (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)	Lag = 1	$\Delta$ AUD/EUR (t)	$\Delta$ ITRAXX (t)
$\Delta$ BOND	0.007415 [ 2.09513]	0.000931 [ 4.10835]	$\Delta$ BOND	0.027886 [ 2.98913]	0.001338 [ 5.44613]
$\Delta$ EURSTK	0.000959 [ 3.19070]	-0.000152 [-7.91824]	$\Delta$ EURSTK	-0.011162 [-19.0706]	-0.000449 [-29.1232]
$\Delta$ GBPSTK	5.71E-07 [ 0.31364]	-2.78E-06 [-23.8331]	$\Delta$ ASX	-0.001074 [-2.85818]	-8.89E-05 [-8.98471]
VIX	0.002741 [ 3.15320]	6.33E-05 [ 1.13720]	VIX	0.002048 [ 0.89456]	4.54E-05 [ 0.75360]
$\Delta$ GBPEURINTDIF	-0.313076 [-1.69121]	0.011813 [ 0.99675]	$\Delta$ AUDEURINTDIF	-2.241545 [-5.08349]	0.018875 [ 1.62606]
$\Delta$ GBP/EUR (t-1)	0.035803 [ 1.85481]	-0.002749 [-2.22417]	$\Delta$ AUD/EUR (t-1)	-0.072268 [-3.89155]	0.001128 [ 2.30725]
$\Delta$ ITRAXX (t-1)	0.525639 [ 2.27256]	0.084776 [ 5.72515]	$\Delta$ ITRAXX (t-1)	0.120607 [ 0.18945]	0.064536 [ 3.85098]
Constant	-0.000541 [-2.77978]	-1.10E-05 [-0.88424]	Constant	-0.00046 [-0.89647]	-7.87E-06 [-0.58334]
R <sup>2</sup> (%)	1.56%	42.76%	R <sup>2</sup> (%)	16.73%	32.79%
F-statistic	6.007412	283.6973	F-statistic	76.28953	185.2332

Nota. Os valores entre parêntesis retos representam o valor do teste *t* associado à significância explicativa de cada coeficiente da variável exógena, em coluna, face à variável endógena, em linha.

Podemos concluir, a partir desta evidência, que a expectativa do aumento do risco económico, em particular do risco de crédito promovem um fluxo de investimentos em direção à zona euro. Este facto sugere que, apesar de todas as dificuldades conhecidas no passado recente, a economia europeia continua a manter uma elevada confiança nos mercados financeiros, em especial quando comparada com o Reino Unido. Ainda sobre o modelo construído para a variável  $\Delta GBP/EUR$  é importante também mencionar a importância da significância estatística para os coeficientes das variáveis  $\Delta EURSTK$  (0.000959 com um teste  $t$  de 3.1907) e  $VIX$  (0.002741 com teste  $t$  de 3.1532). Estes dados levam-nos a concluir que o aumento da atividade económica na zona euro, aqui medida pela variável  $\Delta EURSTK$ , assim como o aumento da volatilidade nos mercados acionistas norte-americanos, possuem também um efeito importante no fluxo de investimentos originários em GBP para a zona euro.

Por outro lado, apenas o  $\Delta AUD/EUR$  depende das variações do diferencial das taxas de juro ( $\Delta AUDEURINTDIF$ ), o que é coerente com o observado para o modelo construído a partir do  $\Delta AUD/USD$  e sugestivo de que, também face ao EUR, existem fluxos consideráveis de transações monetárias associadas à informação proveniente das diferenças entre estas taxas de juro. Além do mais, o  $\Delta EURSTK$  surge neste modelo do  $\Delta AUD/EUR$  com significância estatística (coeficiente de -0.011162 para um teste  $t$  de -19.0706), o que revela uma enorme dependência do AUD face ao desempenho económico europeu. Estes dados sugerem-nos que, tendo em conta as nossas hipóteses iniciais, podem existir importantes fluxos financeiros entre estas economias, na procura de estratégias de investimento. Desde aproximadamente 2009 que todos os diferenciais de taxa de juro se situam perto de zero, com exceção do AUD, face ao EUR e ao USD. Este facto é consistente com a possibilidade de os investidores se financiarem nos espaços onde o juro se encontra próximo do zero para investir em ativos avaliados em AUD, que tem mantido taxas positivas na ordem dos 2%. Contudo, como historicamente a Austrália mantém um regime de câmbios livres (Zhang, et al., 2010, p. 450), as suas taxas de câmbio ajustam com alguma rapidez, o que faz os investidores estarem muito dependentes do desempenho da economia para abrirem ou fecharem posições. Quando a economia europeia varia positivamente, aumentam as expectativas sobre o aumento das taxas de juro europeias e com isso a redução do diferencial que permite as oportunidades de arbitragem. A consequência é que muitos investidores desfazem as suas posições de investimento em ativos australianos e com isso o AUD desvaloriza.

De forma global agora, para estes quatro modelos, destacamos que todos dependem da informação da variável  $\Delta BOND$  (o que também já acontecia nos modelos com o *USD* como moeda base). Esta relação é positiva para todos, à exceção do modelo com a variável endógena  $\Delta JPY/EUR$ , no qual uma subida de preço das obrigações promove uma valorização do *JPY*. Nas restantes três taxas de câmbio, o coeficiente é positivo para a variável,  $\Delta BOND$  o que corresponde a uma tendência para desvalorizações do *USD*, *GBP* e *AUD* em períodos em que o preço das obrigações varie positivamente.

Por sua vez, o crescimento dos índices acionistas europeus, representado pela variável  $\Delta EURSTK$ , promove desvalorizações do *JPY*, do *USD* e do *GBP*. A única exceção é o *AUD*.

Considerando agora os oito modelos, é possível ainda perceber mais dois detalhes. Primeiro, apenas para as taxas de câmbio face ao *GBP* ( $\Delta GBP/USD$  e  $\Delta GBP/EUR$ ) existe informação significativa proveniente do *VIX*. Para os dois casos, um aumento do *VIX* promove uma desvalorização do *GBP* donde se conclui que, como se confirma no subcapítulo 1.7, a economia do Reino Unido tem registado um aumento dos investimentos norte-americanos. Um aumento do *VIX* significa que no futuro as empresas norte-americanas poderão diminuir o volume do seu investimento, e com isso diminuir a criação de valor nos ativos avaliados em *GBP*. De resto, é um facto já bem descrito na literatura por Copeland (2005, p. 89).

O segundo ponto é que, as variáveis  $\Delta EUR/USD$  e  $\Delta USD/EUR$ , apenas recolhem informação das variáveis  $\Delta BOND$ ,  $\Delta SPX$  e  $\Delta EURSTK$ , ou seja, sem influência das restantes variáveis consideradas. Este é também um argumento que justifica o nosso pressuposto, segundo o qual estas economias funcionam com base em mercados bastante eficientes e que parecem refletir toda a informação disponível e relevante economicamente reduzindo o espaço, portanto, a oportunidades para a construção de estratégias de investimento com taxas de câmbio.

#### 5.4. Testes de causalidade de Granger

O Quadro 5.8 apresenta as probabilidades para a existência de um efeito de causalidade de Granger entre as variáveis endógenas de cada um dos modelos  $VAR(p)$  do ponto 5.3.4, recalculados agora para cada um dos três subperíodos. Para cada taxa de câmbio (em primeiras diferenças) são exibidas duas colunas de valores. A coluna indicada como  $\Delta FX$  corresponde à situação em que a taxa de câmbio é tomada como a variável dependente no sistema e o  $\Delta ITRAXX$  a variável exógena, que causa à Granger  $\Delta FX$ . Na coluna identificada com  $\Delta ITRAXX$  temos a situação inversa, com os valores que testam a  $\Delta FX$  respetiva a causar

à Granger  $\Delta ITRAXX$ . Rejeitamos a hipótese nula de que a variável tomada como exógena não é causa significativa da variável endógena quando o  $p$ -value é inferior a 0.05.

Da análise dos resultados obtidos, verifica-se que o segundo subperíodo se destaca, visivelmente, como o intervalo temporal onde existem maior quantidade de causalidades de Granger, confirmando a hipótese de Blanco et al. (2005) citado por Zhang et al. (2010, p. 453) segundo a qual o mercado de CDS aumenta a sua influência sobre o valor das moedas em períodos de crise de crédito. Neste subperíodo, todas as taxas de câmbio, à exceção das denominadas em JPY e do  $\Delta AUD/EUR$ , são influenciadas pela informação do  $\Delta ITRAXX$ .

Outro facto relevante é que o risco de crédito apresenta causalidade de Granger sobre  $\Delta EUR/USD$  e  $\Delta USD/EUR$  nos três subperíodos considerados. Este facto, contudo, contradiz o exposto no ponto anterior sobre a eficiência dos mercados europeus e norte-americanos e é algo que poderá ser aprofundado futuramente. De qualquer forma, Hamilton (1994, p. 308) discute algumas limitações nestes testes afirmando que, neste caso, será preferível afirmar que o  $\Delta ITRAXX$  ajuda a prever  $\Delta EUR/USD$  e  $\Delta USD/EUR$ , na vez de afirmar que  $\Delta ITRAXX$  causa diretamente  $\Delta EUR/USD$  e  $\Delta USD/EUR$ .

Outra conclusão expectável é a forte transmissão de informação que as variações nas taxas de câmbio fornecem ao mercado de crédito, presente em 17 das 24 situações simuladas no Quadro 5.8. Neste particular, o  $\Delta ITRAXX$  modifica a sua relação com as duas moedas base, pois se no primeiro subperíodo apenas obtém da informação do  $EUR/USD$ , nos subperíodos seguintes vai depender da informação de todas as moedas denominadas em USD. No contexto europeu, o  $\Delta ITRAXX$  vem de uma forte dependência de todas as moedas cotadas face ao EUR no primeiro subperíodo, exceto o  $GBP/EUR$ , de dependência de todas as moedas no segundo subperíodo para depois, no terceiro subperíodo, deixar cair a dependência do  $AUD/EUR$ . Intuímos nesta sucessão de factos enorme atenção dos CDS ao que se passa no valor das moedas e de maneira ainda mais intensa ao valor do USD.

A única situação em que este teste nos mostra um sentido unidirecional é com  $\Delta ITRAXX$  a causar à Granger o  $\Delta JPY/USD$  no primeiro subperíodo que confirma, tal como já o mencionámos anteriormente, que nesta fase os participantes no mercado cambial olhavam às variações no risco de crédito antes de realizarem as suas operações.

Quadro 5.8 – Testes para a causalidade de Granger entre todas as variáveis endógenas consideradas nos modelos VAR(p) para os três subperíodos considerados.

FX=JPY/USD							FX=JPY/EUR						
	1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo			1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo	
	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\chi^2$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$
$\chi^2$	14.3550	5.6077	2.6291	0.0626	0.0157	7.2169	$\chi^2$	3.8229	11.0787	2.5968	16.1861	0.7607	7.4689
p-value	(0.0062)	(0.2304)	(0.2686)	(0.9692)	(0.9004)	(0.0072)	p-value	(0.4305)	(0.0257)	(0.1071)	(0.0001)	(0.3831)	(0.0063)

FX=GBP/USD							FX=GBP/EUR						
	1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo			1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo	
	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\chi^2$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$
$\chi^2$	2.2991	1.6029	12.7849	53.6709	1.0112	14.9098	$\chi^2$	1.3192	1.9406	7.2401	3.9180	0.0832	2.6677
p-value	(0.1294)	(0.2055)	(0.0255)	(0.0000)	(0.3146)	(0.0001)	p-value	(0.2507)	(0.1636)	(0.0071)	(0.0478)	(0.7730)	(0.1024)

FX=EUR/USD							FX=USD/EUR						
	1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo			1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo	
	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\chi^2$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$
$\chi^2$	6.0128	5.6677	8.1927	41.1252	6.9626	27.7737	$\chi^2$	7.8221	8.7829	7.6957	38.4755	8.4487	34.7974
p-value	(0.0142)	(0.0173)	(0.0042)	(0.0000)	(0.0308)	(0.0000)	p-value	(0.0052)	(0.0030)	(0.0055)	(0.0000)	(0.0146)	(0.0000)

FX=AUD/USD							FX=AUD/EUR						
	1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo			1º subperíodo		2ª subperíodo		3º subperíodo	
	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\chi^2$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$	$\Delta FX(t)$	$\Delta ITRAXX(t)$
$\chi^2$	1.4820	4.0952	12.7849	53.6709	1.0768	11.2106	$\chi^2$	9.6024	11.2277	1.6942	8.1092	0.6291	0.0066
p-value	(0.8298)	(0.3933)	(0.0255)	(0.0000)	(0.2994)	(0.0008)	p-value	(0.0873)	(0.0470)	(0.4287)	(0.0173)	(0.4277)	(0.9350)

Nota: Quando o  $p$ -value < 0.05, é rejeitada a hipótese nula de a causalidade existente ser aleatória, validando a existência de causalidade de Granger entre as variáveis.

## 5.5. Decomposição da variância

O Quadro 5.9 apresenta a decomposição da variância do erro de previsão através dos modelos  $VAR(p)$  calculados anteriormente. Optamos aqui por apresentar os resultados apenas para o segundo subperíodo já que, para além de ser o mais rico em eventos com impacto nas variáveis financeiras consideradas, é também aquele onde existe maior volatilidade nos mercados e maior quantidade de relações de dependência e causalidade entre as séries estudadas.

Em cada par de variáveis, a parte superior do quadro reporta a percentagem do erro futuro na previsão das taxas de câmbio, decorrente da sua própria variação no momento anterior (primeira coluna), bem como da variável  $\Delta ITRAXX$  (segunda coluna). A parte inferior do quadro reporta os mesmos resultados, considerando agora os impactos na variável  $\Delta ITRAXX$ . O horizonte temporal considerado foi o de cinco dias de mercado pois, como se pode verificar nos vários quadros, os valores estabilizam a partir do terceiro dia.

De todas as moedas, são as variáveis  $\Delta EUR/USD$  e  $\Delta USD/EUR$  aquelas cuja influência proveniente da variável  $\Delta ITRAXX$  manifesta maior dimensão, com aproximadamente 0.59% e 0.55%, respetivamente, da variância estimada nas taxas de câmbio oriunda de choques em períodos anteriores. Seguidamente, temos a variável  $\Delta GBP/EUR$ , com sensivelmente 0.37% a partir do segundo dia.

Observamos ainda que o que acontece na variável  $\Delta ITRAXX$  exerce uma influência muito reduzida no  $\Delta JPY/EUR$  e  $\Delta JPY/USD$ , bem como no  $\Delta AUD/EUR$ . Contudo, tem alguma relevância o valor de 0.78% de influência exercida pelo  $\Delta ITRAXX$  no que diz respeito ao  $\Delta AUD/USD$ , ao quinto dia, sendo este o maior valor de todos os apresentados, mostrando aqui uma transmissão de informação que se faz com alguma lentidão entre o  $\Delta AUD/USD$  e a perceção de risco de crédito.

No que diz respeito à influência das moedas na estimação das cotações de CDS, percebemos que é a variável  $\Delta AUD/USD$  aquela que exerce maior influência, logo seguido do  $\Delta GBP/USD$  e do  $\Delta EUR/USD$ . Estes dados sugerem-nos que a avaliação do risco de crédito é mais influenciada pelo que acontece aos ativos monetários denominados em USD do que em EUR.



A relação entre o risco de crédito e a evolução das taxas de câmbio

Quadro 5.9 – Resultados da decomposição da variância para os modelos VAR(p) de todas as taxas de câmbio com o  $\Delta$ ITRAXX, no segundo subperíodo em análise

Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ JPY/USD (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)	Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ EUR/USD (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)
1	$\Delta$ JPY/USD	100	0	1	$\Delta$ EUR/USD	100	0
2		99.99934	0.000656	2		99.41562	0.584378
3		99.81836	0.181642	3		99.41426	0.585741
4		99.81708	0.182917	4		99.41421	0.585795
5		99.81471	0.185287	5		99.4142	0.585795
1	$\Delta$ iTraxx	0.002704	99.9973	1	$\Delta$ iTraxx	0.194882	99.80512
2		0.006908	99.99309	2		2.401068	97.59893
3		0.00794	99.99206	3		2.406959	97.59304
4		0.007965	99.99203	4		2.407149	97.59285
5		0.007983	99.99202	5		2.407152	97.59285

Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ GBP/USD (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)	Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ AUD/USD (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)
1	$\Delta$ GBP/USD	100	0	1	$\Delta$ AUD/USD	100	0
2		99.98877	0.011229	2		99.94469	0.05531
3		99.98853	0.011466	3		99.66962	0.330376
4		99.98853	0.011468	4		99.65672	0.343282
5		99.98853	0.011468	5		99.22044	0.77956
1	$\Delta$ iTraxx	2.368803	97.6312	1	$\Delta$ iTraxx	3.722215	96.27778
2		3.854279	96.14572	2		6.385111	93.61489
3		3.882204	96.1178	3		6.350171	93.64983
4		3.882495	96.1175	4		6.428084	93.57192
5		3.882498	96.1175	5		6.483762	93.51624

Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ JPY/EUR (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)	Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ USD/EUR (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)
1	$\Delta$ JPY/EUR	100	0	1	$\Delta$ USD/EUR	100	0
2		99.80159	0.198415	2		99.45199	0.548009
3		99.80091	0.199086	3		99.45072	0.549276
4		99.80091	0.199087	4		99.45068	0.549317
5		99.80091	0.199087	5		99.45068	0.549317
1	$\Delta$ iTraxx	0.007082	99.99292	1	$\Delta$ iTraxx	0.306545	99.69346
2		1.108658	98.89134	2		2.315824	97.68418
3		1.112379	98.88762	3		2.321309	97.67869
4		1.112381	98.88762	4		2.321449	97.67855
5		1.112381	98.88762	5		2.321451	97.67855

Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ GBP/EUR (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)	Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta$ AUD/EUR (%)	$\Delta$ ITRAXX (%)
1	$\Delta$ GBP/EUR	100	0	1	$\Delta$ AUD/EUR	100	0
2		99.63577	0.364232	2		99.92399	0.076009
3		99.62935	0.370646	3		99.88378	0.116219
4		99.62932	0.37068	4		99.88354	0.11646
5		99.62932	0.37068	5		99.88305	0.116948
1	$\Delta$ iTraxx	0.027977	99.97202	1	$\Delta$ iTraxx	0.50261	99.49739
2		0.397745	99.60225	2		1.089236	98.91076
3		0.404474	99.59553	3		1.264089	98.73591
4		0.40451	99.59549	4		1.276835	98.72316
5		0.40451	99.59549	5		1.278434	98.72157

Estes valores, quando comparados com aqueles publicados por Zhang et al. (2010) sobre os anos de 2007 e 2008, mostram um claro enfraquecimento da influência dos CDS na estimação do preço das moedas. Para testar se esta influência sofreu alguma evolução ao longo do

A relação entre o risco de crédito e a evolução das taxas de câmbio

tempo, apresentamos no Quadro 5.10 os valores relativos à decomposição da variância para o  $\Delta JPY/USD$  e  $\Delta AUD/USD$  nos três subperíodos considerados.

Quadro 5.10 – Decomposição da variância para o  $\Delta JPY/USD$  e para o  $\Delta AUD/USD$  face ao  $\Delta ITRAXX$ , nos três subperíodos considerados

Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta JPY/USD$ (%)	$\Delta ITRAXX$ (%)	Horizonte	Variáveis explicadas	$\Delta AUD/USD$ (%)	$\Delta ITRAXX$ (%)
1	$\Delta JPY/USD$	100.0000	0.0000	1	$\Delta AUD/USD$	100.0000	0.0000
2	1º subperíodo	98.9701	1.0299	2	1º subperíodo	99.9346	0.0654
3		98.4726	1.5274	3		99.8923	0.1077
4		98.3651	1.6349	4		99.8805	0.1195
5		98.3336	1.6664	5		99.8757	0.1243
1	$\Delta iTraxx$	2.0561	97.9439	1	$\Delta iTraxx$	1.6253	98.3747
2		2.3104	97.6896	2		1.6684	98.3316
3		2.4999	97.5001	3		1.9529	98.0471
4		2.6362	97.3638	4		2.0644	97.9356
5		2.5999	97.4001	5		2.0256	97.9744

Horizonte	Variáveis explicadas	JPY/USD (%)	$\Delta ITRAXX$ (%)	Horizonte	Variáveis explicadas	AUD/USD (%)	$\Delta ITRAXX$ (%)
1	$\Delta JPY/USD$	100.0000	0.0000	1	$\Delta AUD/USD$	100.0000	0.0000
2	2º subperíodo	99.9993	0.0007	2	2º subperíodo	99.9447	0.0553
3		99.8184	0.1816	3		99.6696	0.3304
4		99.8171	0.1829	4		99.6567	0.3433
5		99.8147	0.1853	5		99.2204	0.7796
1	$\Delta iTraxx$	0.0027	99.9973	1	$\Delta iTraxx$	3.7222	96.2778
2		0.0069	99.9931	2		6.3851	93.6149
3		0.0079	99.9921	3		6.3502	93.6498
4		0.0080	99.9920	4		6.4281	93.5719
5		0.0080	99.9920	5		6.4838	93.5162

Horizonte	Variáveis explicadas	JPY/USD (%)	$\Delta ITRAXX$ (%)	Horizonte	Variáveis explicadas	AUD/USD (%)	$\Delta ITRAXX$ (%)
1	$\Delta JPY/USD$	100.0000	0.0000	1	$\Delta AUD/USD$	100.0000	0.0000
2	3º subperíodo	99.9985	0.0015	2	3º subperíodo	99.8998	0.1002
3		99.9985	0.0015	3		99.8992	0.1008
4		99.9985	0.0015	4		99.8992	0.1008
5		99.9985	0.0015	5		99.8992	0.1008
1	$\Delta iTraxx$	0.2523	99.7477	1	$\Delta iTraxx$	0.1650	99.8350
2		0.9108	99.0892	2		1.2843	98.7157
3		0.9180	99.0820	3		1.2910	98.7090
4		0.9180	99.0820	4		1.2910	98.7090
5		0.9180	99.0820	5		1.2910	98.7090

O JPY e o AUD, para além de apresentarem os valores extremos já referidos, são aquelas que teoricamente estarão mais propícias para utilização em operações de *carry trade* como já referido no ponto 5.3.4.

Observando os resultados assim decompostos, é possível constatar que as variáveis  $\Delta JPY/USD$  e  $\Delta AUD/USD$  evoluem, de facto, em sentidos quase opostos ao longo dos três subperíodos estudados. Enquanto o  $\Delta JPY/USD$  vai sofrendo cada vez menos influência do  $\Delta ITRAXX$ , o  $\Delta AUD/USD$  aumenta a sua sensibilidade à variância dos CDS do primeiro para o segundo subperíodo. Contudo, na passagem para o terceiro subperíodo esta tendência perde-

se, uma vez que os valores de 0.10% são agora inferiores aos 0.30% verificados no período intermédio. Todavia, concluímos que os dados nos sugerem uma diminuição dos mecanismos de *carry trade* com o JPY como moeda de financiamento. O AUD passar a ter algum protagonismo nestas operações, pelo menos do primeiro para o segundo subperíodo, mas agora com muitos investidores a aproveitarem as enormes injeções de liquidez nos mercados financeiros norte-americanos e as taxas diretoras em valores extremamente reduzidos para utilizarem o USD como moeda de financiamento e o AUD como moeda de investimento.

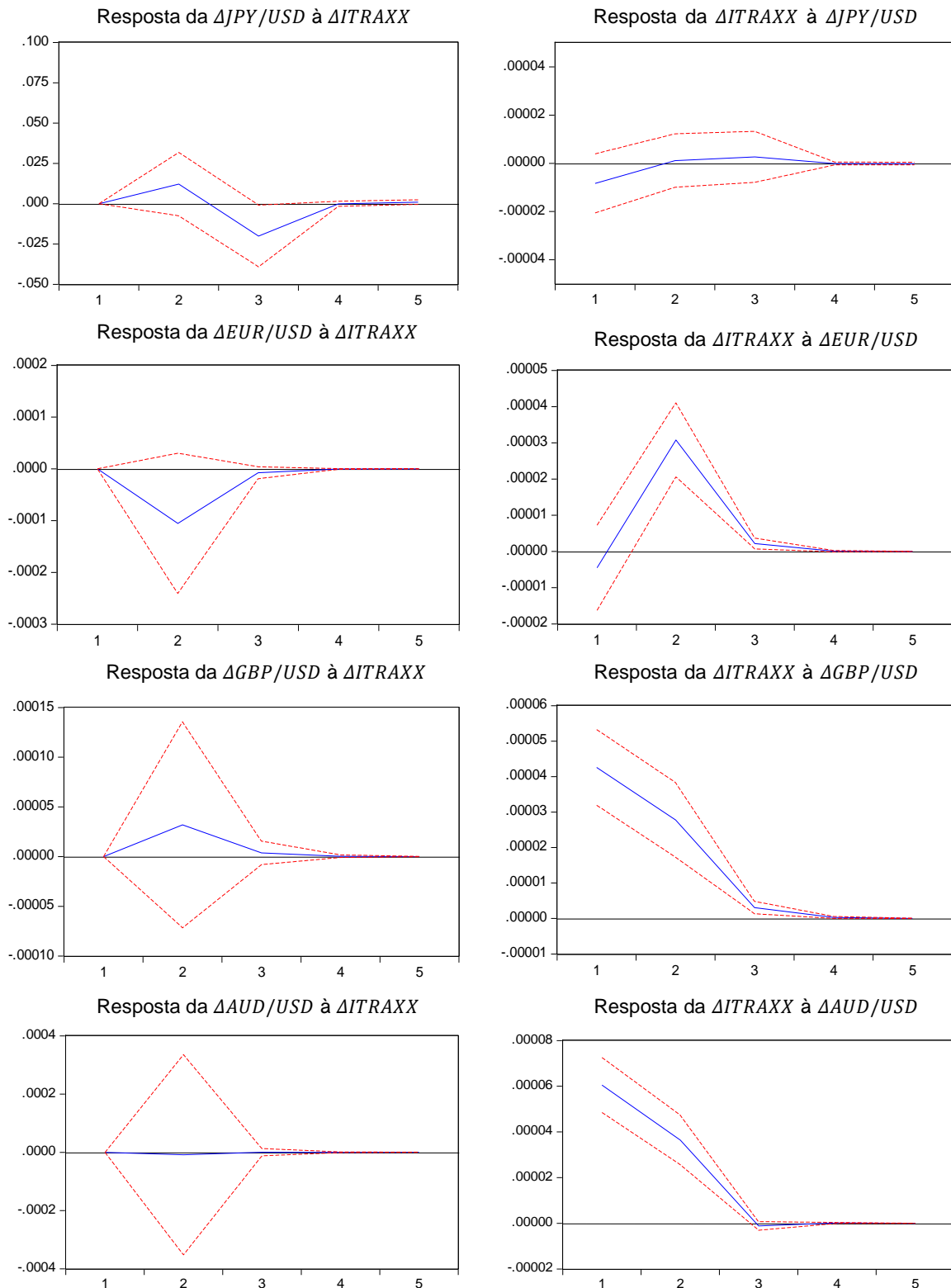
## 5.6. Função Impulso-Resposta

Nos gráficos apresentados nas Figuras 5.2 e 5.3 é possível observar o comportamento de cada uma das variáveis endógenas consideradas nos diferentes modelos VAR(p), quando sujeitas a um choque na variável par. Isto é, se uma das variáveis variar em uma unidade do seu valor, a presente análise permite verificar qual será a variação ocorrida na variável endógena, e quanto tempo demora esta variável a voltar à sua tendência original. Para tal foram consideradas as séries no seu período temporal total, entre 2005 e 2015.

Numa primeira avaliação global, é possível verificar que nem todos os valores estimados possuem um intervalo de confiança que permitam ter alguma garantia sobre o sentido da variação, já que incluem uma banda de valores negativos e positivos. Neste grupo incluem-se os casos das variáveis  $\Delta EUR/USD$ ,  $\Delta GBP/USD$  e  $\Delta AUD/USD$ .

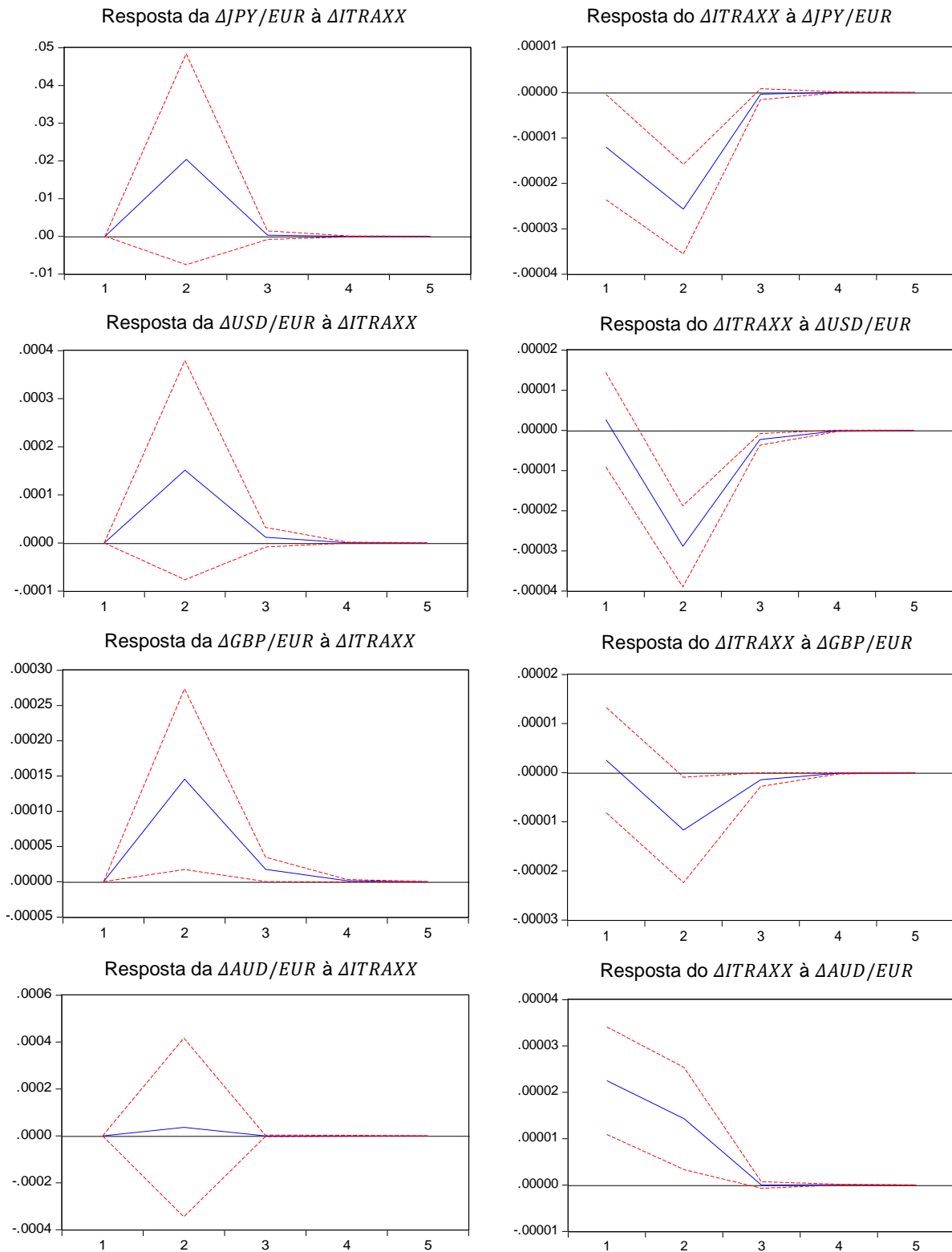
É possível perceber que todas as taxas de câmbio face ao EUR apresentam uma maior propensão a uma reação positiva a um choque do risco de crédito, o que no caso do  $\Delta GBP/EUR$  é comprovado com significância estatística. Nas taxas de câmbio face ao USD, temos o  $\Delta GBP/USD$  com uma tendência positiva, o  $\Delta EUR/USD$  negativa, o  $\Delta AUD/USD$  completamente indefinido e o  $\Delta JPY/USD$  com um comportamento misto. Parece reagir positivamente no primeiro dia, mas do segundo para o terceiro corrige a posição, com maior intensidade, desvalorizando-se, para depois estabilizar a partir do quarto dia. Este facto já tinha sido observado na estrutura do modelo VAR(2) criado. Desta forma é possível concluir que a relação das taxas de câmbio com o risco de crédito é mais coerente na zona euro do que nos EUA. Isto é, na hipótese de um choque no risco de crédito, como o originado por um importante *default*, por exemplo, a tendência será a desvalorização do JPY, USD, GBP e AUD, embora com probabilidades de acontecimento diferentes.

Figura 5.2 – Funções impulso-resposta para as taxas de câmbio em USD face ao ITRAXX.



Nota: São usados os modelos  $VAR(p)$  para toda a amostra, de 2005 a 2015. A curva a azul representa os valores estimados pela função impulso-resposta e as curvas a vermelho tracejado identificam os limites de confiança a 95%, inferiores e superiores, para os valores estimados.

Figura 5.3 – Funções impulso-resposta para as taxas de câmbio em EUR face ao ITRAXX.



Nota: São usados os modelos  $VAR(p)$  para toda a amostra, de 2005 a 2015. A curva a azul representa os valores estimados pela função impulso-resposta e as curvas a vermelho tracejado identificam os limites de confiança a 95%, inferiores e superiores, para os valores estimados.

Estes factos sugerem-nos que existe, na realidade, uma enorme perceção de segurança financeira no EUR, quando comparado com todas as restantes moedas. O GBP surge como a moeda mais frágil neste conjunto, já que desvaloriza quer face ao EUR quer face ao USD sempre que existe um choque negativo no risco de crédito.

Quando os choques ocorrem nas moedas, o comportamento do  $\Delta ITRAXX$  parece assumir trajetórias melhor definidas. Apenas quando ocorre no  $\Delta JPY/USD$  é que o  $\Delta ITRAXX$  sofre uma variação com muita probabilidade de ser indiferenciada.

Ainda no  $\Delta ITRAXX$ , constata-se que responde positivamente, logo no primeiro dia, a perturbações ocorridas nas variáveis  $\Delta GBP/USD$ ,  $\Delta AUD/USD$  e  $\Delta AUD/EUR$ . Com o  $\Delta EUR/USD$ , também varia no mesmo sentido, mas a resposta é mais lenta em um dia. No caso do  $\Delta JPY/EUR$ ,  $\Delta USD/EUR$  e  $\Delta GBP/EUR$  apresenta reações claramente negativas, cuja máxima expressão é sentida no segundo dia, voltando completamente ao normal no quarto dia.

Outro vértice importante de análise é a duração da perturbação. Como podemos observar, a maioria das variáveis demora entre três a quatro dias a recuperar o equilíbrio, o que nos diz bem da rapidez e eficiência na dissipação dos choques ocorridos em variáveis com quem se relacionam.

Optámos por não apresentar os gráficos relativos ao impacto do choque de uma variável em si própria por considerarmos de utilidade menor na análise da dinâmica entre as diferentes variáveis.

## 5.7. Análise da simetria com o modelo TAR

Através da implementação de um modelo TAR tentaremos conhecer se a informação entre os CDS e as taxas de câmbio é transmitida da mesma forma quando o risco de crédito aumenta e quando ele diminui para os diferentes pares de moeda. Para aplicação deste modelo, primeiro é efetuada uma regressão pelo método OLS entre as taxas de câmbio e o  $ITRAXX$ , considerando uma constante. Depois, foi testada a raiz unitária destes resíduos e concluímos que, à exceção do resíduo para o modelo  $GBP/EUR * ITRAXX$ , nenhum deles é estacionário. Isto significa que os resíduos não estacionários serão transformados nas suas primeiras diferenças para depois se poder construir as variáveis binárias a integrar no modelo TAR. Estas assumem os valores de 1 quando a diferença da variável resíduo em  $t - 1$  foi maior ou

igual a 0, e 0 na situação oposta. Aplicámos também um conjunto de testes à significância estatística dos coeficientes dos dois regimes tendo em conta as restrições que constam do quadro seguinte.

Apenas simulámos o cenário em que as moedas dependem dos CDS, e não o contrário, já que este é o sentido da relação mais visado pelo nosso trabalho.

*Quadro 5.11 – Resultados para a construção de modelos TAR entre as taxas de câmbio e o ITRAXX*

Pares de variáveis			Statistics $p$ -value		Statistics $p$ -value		Simetria
	$\phi 1$	$\phi 2$	$t$ -statistic				
			$\phi 1=0$	$\phi 2=0$	$\phi 1=\phi 2=0$	$\phi 1=\phi 2$	
JPY/USD * ITRAXX	0.0224	0.0654	0.4187	0.0155	0.0386	0.2665	Sim
EUR/USD * ITRAXX	0.0604	-0.0087	0.0270	0.7500	0.0823	0.0741	Sim
GBP/USD * ITRAXX	-0.4969	-0.4812	0.0000	0.0000	0.0000	0.6433	Sim
AUD/USD * ITRAXX	-0.0484	0.0326	0.0690	0.2483	0.0983	0.0369	Não
JPY/EUR * ITRAXX	-0.0321	-0.0052	0.2420	0.8477	0.4951	0.4879	Sim
USD/EUR * ITRAXX	-0.0039	0.0670	0.8886	0.0139	0.0481	0.0673	Sim
GBP/EUR * ITRAXX	0.9939	0.9913	0.0000	0.0000	0.0000	0.5811	Sim
AUD/EUR * ITRAXX	-0.0827	0.0047	0.0016	0.8704	0.0068	0.0246	Não

Nota: As taxas de câmbio são consideradas como variáveis endógenas no sistema e o ITRAXX como variável exógena.

No Quadro 5.11 podemos perceber de imediato que nem todas as moedas seguem uma relação linear com o indicador de risco de crédito. De forma mais clara, o *AUD/EUR* recebe informação diferente quando o risco de crédito sobe ( $\phi 1$ ) e quando ele desce ( $\phi 2$ ), sendo estes coeficientes diferentes entre si e diferentes de 0. É interessante verificar que, neste caso, parece existir um efeito atenuador do aumento do *AUD/EUR* quando os *spreads* do ITRAXX sobem, e um efeito excitante quando os *spreads* descem. Também *AUD/USD* manifesta um efeito semelhante, apesar de não obtermos significância estatística para ( $\phi 1$ ) e ( $\phi 2$ ).

No caso do *USD/EUR* existe alguma evidência de que os comportamentos sejam idênticos em períodos de maior ou menor risco. Quando o risco diminui parece existir uma maior influência do ITRAXX na composição do valor do *USD/EUR*. Já o valor do *EUR/USD* evidencia sofrer uma maior influência do ITRAXX quando o risco de crédito sobe. Estes dados sugerem a existência de um efeito balanceado, ou seja, quando os CDS sobem existe uma exaltação do *EUR/USD* e quando o CDS desce desencadeia-se também uma exaltação, quase na mesma magnitude, do *USD/EUR*. Este efeito é congruente com o que se poderia esperar num plano teórico apriorístico, ou seja, um aumento do risco de crédito na europa leva a um incremento na desvalorização do EUR e uma diminuição leva também a um incremento, mas, neste caso, da valorização do EUR face ao USD.

## A relação entre o risco de crédito e a evolução das taxas de câmbio

Por fim, também o *JPY/USD* parece receber informação do *ITRAXX* de forma assimétrica já que em momento de redução do risco de crédito parece haver um efeito válido de um maior aumento da valorização do USD face ao JPY.



## Conclusão final

Este estudo partiu da construção de modelos VAR(p) para analisar a transmissão de informação entre os mercados de CDS e as taxas de câmbio, tomados como variáveis endógenas. Para além do desfasamento temporal existente nesta mútua influência, foram também controlados os efeitos provenientes dos mercados obrigacionista e acionista, bem como da volatilidade implícita do Standard and Poor's 500 e dos diferenciais de taxa de juro entre as várias economias. Realizámos testes ao sentido da causalidade entre as taxas de câmbio e os CDS ao longo de três subperíodos económicos, ocorridos entre 2005 e 2010, nomeadamente o pré/desenvolvimento/pós crises financeiras vividas nos EUA e na Europa. Por fim, acrescentámos ainda análises à dimensão da perturbação entre estas variáveis, à velocidade de propagação e absorção dos choques bem como testes à dinâmica não linear da transmissão da informação entre os CDS e os FX.

De seguida, elencamos as nossas principais conclusões. Em primeiro lugar, confirmamos os resultados de Blanco et al. (2005) citado em Zhang et al. (2010, p.453) quando afirma que o poder explicativo dos CDS aumenta em períodos de maior instabilidade financeira, tal como podemos observar, para o nosso segundo subperíodo, através dos testes de causalidade de Granger. Por outro lado, em termos globais, observamos que mais do que as taxas de câmbio a recolherem informação dos CDS, são estes que se alimentam em maior quantidade e de forma mais permanente da informação proveniente das moedas.

Encontramos, como esperávamos, várias sugestões da condução de mecanismos de *carry trade*. Desde logo, porque os únicos pares de moeda que dependem das diferenças nas taxas de juro são o *JPY/USD*, o *AUD/USD* e o *AUD/EUR*. Os dados sugerem inclusivamente que estas operações utilizando o JPY como moeda de financiamento e o USD como moeda de investimento terão acontecido essencialmente durante o primeiro subperíodo, antes da crise do *subprime*. Depois, com as tentativas da FED para estimular a economia a diferença nas taxas de juro estabilizou perto do 0%, eliminando as oportunidades de financiamento. Contudo, como as taxas de juro australianas se mantiveram sempre com um diferencial positivo face aos EUA e à zona euro, observa-se um aumento da associação do *AUD/USD* ao risco de crédito do primeiro para o segundo subperíodo. No terceiro subperíodo esta associação perde-se já que o valor do USD face ao AUD volta a subir, gerando menos margem para o lucro através do *carry trade*.

No contexto europeu, é interessante verificar que, para além da expectável forte causalidade entre os pares USD e EUR, apenas o *GBP/EUR* recolhe informação significativa para a sua

valorização ao *ITRAXX*, visível em todos os testes efetuados com a particularidade de os modelos TAR nos mostrarem que esta associação é independente dos momentos de aumento ou diminuição do risco. Este facto explica-se, na nossa opinião, pelo facto de os recentes problemas económicos europeus estarem mais associados a riscos de *default* soberanos do que empresariais. Para além deste índice não ser composto por CDS sobre dívida soberana, o UK é o espaço económico com maior peso de empresas integradas no *ITRAXX* (Edery, et al., 2012) pelo que, um aumento do risco no crédito empresarial parece levar ao retorno de muitos investimentos para a zona euro pois o *GBP/EUR* valoriza. Estes factos encontram confirmação na evolução da balança de pagamentos entre o Reino Unido e a zona euro nos últimos anos, claramente desfavorável aos britânicos.

Incorporando as restantes variáveis nos nossos resultados, observamos que, de forma geral, as moedas estão fortemente dependentes do que se passa nos mercados acionistas, com particular relevância para o SPX. Pelo contrário, a volatilidade medida pelo VIX recolhe muito pouca significância na composição do preço das moedas.

O caso mais enigmático surge dos mercados obrigacionistas (variável *BOND*). Se seria suposto que estes se comportassem de forma equivalente aos CDS, pela proximidade ao risco de crédito, o caso é que em vários momentos observamos uma associação positiva ao crescimento nas cotações de CDS e contração nos mercados acionistas. Este facto é recentemente confirmado também por Ciner et al. (2013, p. 211) quando comprovam que o mercado obrigacionista tem sido essencialmente utilizado em estratégias de cobertura de risco, justamente, dos mercados acionistas. Seria de esperar que o efeito fosse o oposto, já que um aumento do valor na subscrição do fundo de obrigações acontece quando existe maior procura pelo mesmo. Concluimos que estes instrumentos, por corresponderem a empresas com *rating* elevado, funcionaram em muitos momentos como refúgio para os investidores que, com o aumento da incerteza e o baixo crescimento económico nestas economias, desencadeiam muitas operações de *flight to quality*.

Confirmamos, igualmente, a rapidez com os mercados monetários reagem aos choques do risco de crédito não sendo necessários mais do que quatro dias para o restabelecimento do seu equilíbrio.

Por fim, o acréscimo que fizemos ao estudar as dinâmicas de não-linearidade entre as taxas de câmbio e os CDS permitiu-nos compreender que, para quatro pares de moeda existem efeitos de excitação e/ou de retração na relação causal, consoante estejamos em momentos de aumento ou diminuição do risco de crédito, sendo este efeito particularmente evidente no *AUD/EUR*.

Acreditamos ter dado mais um contributo ao estudo de um vértice de análise na teoria e prática financeira que apresenta pouca investigação publicada. Tal como Zhang et al., (2010, p. 458) mantemos o alerta para a necessidade de maior investigação sobre as relações com os mercados acionistas, mas também com os mercados obrigacionistas que, como vimos, têm apresentado comportamentos fora do nosso conhecimento empírico inicial. Por outro lado, dado que os últimos anos têm sido marcados por importantes decisões de política monetária não convencional, com taxas de juro muito próximas do zero e alargados programas de QE, seria interessante estudar o impacto destes aumentos da massa monetária na alteração de comportamento das taxas de câmbio e do risco de crédito percebido, bem como na alteração das expectativas sobre possíveis oportunidades de retorno especulativo por parte dos investidores.

## Bibliografia

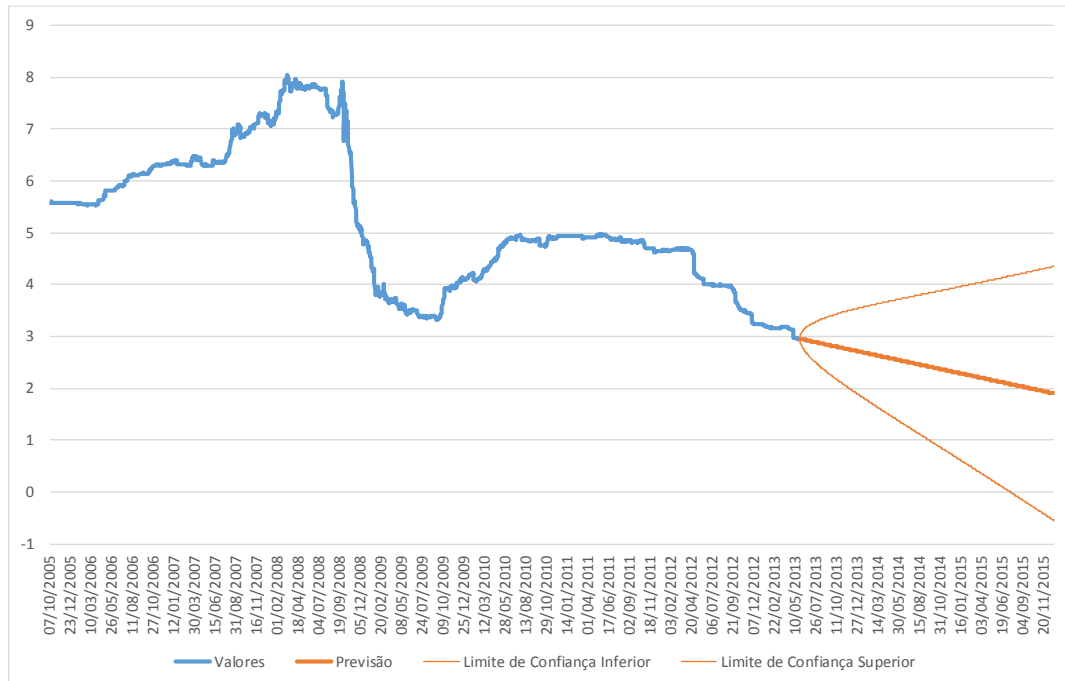
- Baur, D. G. & Lucey, B. M., 2010. Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold. *Financial Review*, Volume 45, p. 219.
- Bernanke, B. S., 2004. *The Great Moderation*. Washington, DC, The Federal Reserve Board.
- Blanco, R., Brennan, S. & Marsh, I., 2005. An empirical analysis of the dynamic relationship between investment-grade bonds and credit default swaps. *Journal of Finance*, Volume 60, p. 2255–81.
- Capiey, F., Goodhart, C. & Schnadt, N., 1994. The development of central banking. In: *The future of central banking: the tercentenary symposium of the Bank of England*. Cambridge UK: Cambridge University Press, pp. 1-261.
- Carr, P. & Wu, L., 2007. Theory and evidence on the dynamic interactions between sovereign credit default swaps and currency options. *Journal of Banking & Finance*, Volume 31, p. 2383–2403.
- Ciner, C., Gurdgiev, C. & Lucey, B. M., 2013. Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates. *International Review of Financial Analysis*, Volume 29, p. 211.
- Copeland, L., 2005. *Exchange Rates and International Finance*. 4 a cura di Harlow, England: Prentice Hall.
- Dennis, N. & O'Connor, S., 2008. Why dollar is right out in front of 'ugly parade'. *Financial Times*, 16 Julho, p. 23.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A., 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 74, p. 427–431.
- Dick-Nielsen, J., Feldhutter, P. & Lando, D., 2012. Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. *Journal of Financial Economics*, Volume 103, p. 471–492.
- Edery, J. et al., 2012. *Credit Index Analyser*, s.l.: Credit Suisse.
- Enders, W., 1995. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, INC..
- Goldfeld, S. M. & Quandt, R. E., 1965. Some Tests for Homoscedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 60, p. 539–547.

- Granger, C. W. J., 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, Volume 37 (3), pp. 424-438.
- Hamilton, J. D., 1994. *Time series analysis*. 10 a cura di New Jersey: Princeton University Press.
- Hannan, E. J. & Quinn, B. G., 1979. The Determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, Volume 41, p. 190–195.
- Hui, C.-H. & Fong, T., 2011. *Information Flow between Sovereign CDS and Dollar-Yen Currency Option Markets in the Sovereign Debt Crisis of 2009-2011*, Hong Kong: Hong Kong Institute for Monetary Research.
- Johansen, S., 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. 2 a cura di Oxford: Oxford University Press.
- Kim, S. -. J., 2015. *Australian dollar and Yen carry trade regimes and their determinants*, Sydney: The University of Sydney .
- Kocha, S. & Baeumler, E., 2013. *The European Sovereign Debt Crisis and its Impact on Bond and Stock Markets: Market Considers it a Long Term Crisis*, Germany: s.n.
- Lütkepohl, H. & Xu, F., 2009. *The Role of the log Transformation in Forecasting Economic Variables*, s.l.: CESifo Working Paper Series No. 2591.
- Mackinnon, J., 2010. *Critical Values for Cointegration Tests*, Ontario, Canada: Queen's Economics Department Working Paper.
- Pfaff, B., 2008. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. *Journal of Statistical Software*, p. 3.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P., 1998. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Volume 75, p. 335–346.
- Pu, X. & Zhang, J., 2012. Can dual-currency sovereign CDS predict exchange rate returns?. *Finance Research Letters*, Volume 9, p. 157–166.
- Said, E. & Dickey, D., 1984. Testing for unit root im autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, Volume 71, pp. 599-607.
- Schwarz, G., 1978. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, pp. 461-464.
- Shin, H. S., 2011. *Global Banking Glut and Loan Risk Premium*. 2011 IMF Annual Research Conference, s.n.

Tong, H. & Lim, K. S., 1980. Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data. *Journal of the Royal Statistical Society*, Volume 42, pp. 245-292.

Zhang, G., Yau, J. & Fung, H.-G., 2010. Do credit default swaps predict currency values?. *Applied Financial Economics*, Volume 20, p. 439–458.

## ANEXO A – Modelação dos valores do AU0003M Index



Nota: Os limites de confiança ilustrados são calculados assumindo um grau de confiança de 95%.

## ANEXO B – Teste Goldfeld–Quandt à homocedasticidade das variáveis

	Goldfeld-Quandt test									
	GQ	<i>p-value</i>	H0	Decisão	GQ	<i>p-value</i>	H0	Decisão		
IG	1.7160	0.0000	Hetero	Rejeito	JPYSTK	1.7170	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0028	0.4978	Homo	Aceito		1.0029	0.4788	Homo	Aceito	
ITRAXX	1.7161	0.0000	Hetero	Rejeito	EURSTK	1.7164	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0028	0.4795	Homo	Aceito		1.0027	0.4804	Homo	Aceito	
JPY/USD	1.7180	0.0000	Hetero	Rejeito	GBPSTK	1.7164	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0028	0.4795	Homo	Aceito		1.0027	0.4804	Homo	Aceito	
USD/EUR	1.7158	0.0000	Hetero	Rejeito	ASX	1.7166	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0027	0.4801	Homo	Aceito		1.0024	0.4828	Homo	Aceito	
USD/GBP	1.7171	0.0000	Hetero	Rejeito	JPYUSDINTDIF	1.7179	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0022	0.4838	Homo	Aceito		1.0029	0.4790	Homo	Aceito	
USD/AUD	1.7182	0.0000	Hetero	Rejeito	EURUSDINTDIF	1.7173	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0027	0.4803	Homo	Aceito		1.0025	0.4817	Homo	Aceito	
EUR/JPY	1.7174	0.0000	Hetero	Rejeito	GBPUSDINTDIF	1.7156	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0027	0.4804	Homo	Aceito		1.0026	0.4812	Homo	Aceito	
EUR/USD	1.7159	0.0000	Hetero	Rejeito	AUDUSDINTDIF	1.7192	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0027	0.4801	Homo	Aceito		1.0025	0.4819	Homo	Aceito	
EUR/GBP	1.7165	0.0000	Hetero	Rejeito	JPYEURINTDIF	1.7165	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0026	0.4814	Homo	Aceito		1.0025	0.4815	Homo	Aceito	
EUR/AUD	1.7189	0.0000	Hetero	Rejeito	USDEURINTDIF	1.7173	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0026	0.4811	Homo	Aceito		1.0025	0.4817	Homo	Aceito	
BOND	1.7196	0.0000	Hetero	Rejeito	GBPEURINTDIF	1.7187	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0026	0.4815	Homo	Aceito		1.0025	0.4820	Homo	Aceito	
SPX	1.7154	0.0000	Hetero	Rejeito	AUDEURINTDIF	1.7179	0.0000	Hetero	Rejeito	
	1.0025	0.4816	Homo	Aceito		1.0025	0.4821	Homo	Aceito	
VIX	1.7164	0.0000	Hetero	Rejeito						
	1.0028	0.4795	Homo	Aceito						

Nota: As hipóteses nulas são rejeitadas quando o *p-value* é inferior a 0.05.

## ANEXO C – Resultados dos testes de cointegração de Johansen

Sistemas	Lags	Trace*	Max-Eig*	SC*	AIC*	Cointegração
JPY/USD * ITRAXX	2	0	0	0	1	Não
EUR/USD * ITRAXX	2	0	0	0	0	Não
GBP/USD * ITRAXX	2	0	0	0	0	Não
AUD/USD * ITRAXX	2	0	0	0	0	Não
JPY/EUR * ITRAXX	2	0	0	0	0	Não
USD/EUR * ITRAXX	2	0	0	0	0	Não
GBP/EUR * ITRAXX	2	1 (mod 2)	1 (mod 2 e 3)	0	1 (mod 2)	Não
AUD/EUR * ITRAXX	2	0	0	0	0	Não

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



## ANEXO D – Teste à cointegração de Johansen no GBP/EUR \* ITRAXX.

Date: 09/28/16 Time: 15:45  
 Sample: 10/07/2005 12/31/2015  
 Included observations: 2667  
 Series: GBPEUR ITRX  
 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	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	1	0	1
Max-Eiq	0	1	1	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 Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

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

0	28060.31	28060.31	28060.35	28060.35	28061.39
1	28064.51	28068.64	28068.68	28068.91	28069.62
2	28064.52	28070.18	28070.18	28070.61	28070.61

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

0	-21.03660	-21.03660	-21.03514	-21.03514	-21.03441
1	-21.03675	-21.03910*	-21.03838	-21.03780	-21.03758
2	-21.03376	-21.03650	-21.03650	-21.03533	-21.03533

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

0	-21.01894*	-21.01894*	-21.01306	-21.01306	-21.00792
1	-21.01026	-21.01039	-21.00747	-21.00468	-21.00226
2	-20.99843	-20.99676	-20.99676	-20.99117	-20.99117

Nota: *Output* do Eviews. A variável GBPEUR corresponde a *GBP/EUR* e ITRX a *ITRAXX*.

## ANEXO E – Raiz unitária das variáveis consideradas exógenas nos modelos VAR (p)

Testes de raiz unitária											
Variável	Teste	Dimensão	Parâmetros	<i>p-value</i>	Conclusão	Variável	Teste	Dimensão	Parâmetros	<i>p-value</i>	Conclusão
BOND	ADF	levels	c	0.4659		JPYUSDINTDIF	ADF	levels	c	0.5217	
	ADF	1 st dif	c	0.0000			ADF	1 st dif	c	0.0000	
	ADF	levels	c + t	0.3763	DSP		ADF	levels	c + t	0.9710	DSP
	PP	levels	c	0.5461			PP	levels	c	0.5800	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0000	
	PP	levels	c + t	0.5223	DSP		PP	levels	c + t	0.9665	DSP
SPX	ADF	levels	c	0.8954		EURUSDINTDIF	ADF	levels	c	0.3341	
	ADF	1 st dif	c	0.0001			ADF	1 st dif	c	0.0000	
	ADF	levels	c + t	0.8530	DSP		ADF	levels	c + t	0.8257	DSP
	PP	levels	c	0.9235			PP	levels	c	0.3774	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.8876	DSP		PP	levels	c + t	0.8642	DSP
VIX	ADF	levels	c	0.0283		GBPUSDINTDIF	ADF	levels	c	0.6389	
	ADF	1 st dif	c				ADF	1 st dif	c	0.0000	
	ADF	levels	c + t		I(0)		ADF	levels	c + t	0.8518	DSP
	PP	levels	c	0.0011			PP	levels	c	0.5681	
	PP	1 st dif	c				PP	1 st dif	c	0.0000	
	PP	levels	c + t		I(0)		PP	levels	c + t	0.8129	DSP
JPYSTK	ADF	levels	c	0.7948		AUDUSDINTDIF	ADF	levels	c	0.6345	
	ADF	1 st dif	c	0.0001			ADF	1 st dif	c	0.0000	
	ADF	levels	c + t	0.9456	DSP		ADF	levels	c + t	0.9376	DSP
	PP	levels	c	0.8078			PP	levels	c	0.7180	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.9528	DSP		PP	levels	c + t	0.9638	DSP
EURSTK	ADF	levels	c	0.4127		JPYEURINTDIF	ADF	levels	c	0.8811	
	ADF	1 st dif	c	0.0001			ADF	1 st dif	c	0.0000	
	ADF	levels	c + t	0.6541	DSP		ADF	levels	c + t	0.8720	DSP
	PP	levels	c	0.4051			PP	levels	c	0.8601	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.6483	DSP		PP	levels	c + t	0.8414	DSP
GBPSTK	ADF	levels	c	0.1502		USDEURINTDIF	ADF	levels	c	0.3341	
	ADF	1 st dif	c	0.0001			ADF	1 st dif	c	0.0000	
	ADF	levels	c + t	0.2874	DSP		ADF	levels	c + t	0.8257	DSP
	PP	levels	c	0.2350			PP	levels	c	0.3774	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.4182	DSP		PP	levels	c + t	0.8642	DSP
ASX	ADF	levels	c	0.0748		GBPEURINTDIF	ADF	levels	c	0.1285	
	ADF	1 st dif	c	0.0000			ADF	1 st dif	c	0.0000	
	ADF	levels	c + t	0.2380	DSP		ADF	levels	c + t	0.6146	DSP
	PP	levels	c	0.1025			PP	levels	c	0.1296	
	PP	1 st dif	c	0.0001			PP	1 st dif	c	0.0001	
	PP	levels	c + t	0.3006	DSP		PP	levels	c + t	0.5725	DSP
						AUDEURINTDIF	ADF	levels	c	0.5893	
							ADF	1 st dif	c	0.0000	
							ADF	levels	c + t	0.8493	DSP
							PP	levels	c	0.4981	
							PP	1 st dif	c	0.0001	
							PP	levels	c + t	0.7852	DSP

Nota: As hipóteses nulas são rejeitadas quando o *p-value* é inferior a 0.05.