



Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

O mercado monetário sem garantia português
Determinantes da PT – EONIA *spread*

Daniel Filipe Castro Rodrigues

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

Orientador:

Doutor Sérgio Chilra Lagoa, Professor Auxiliar

ISCTE-Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2019

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

O mercado monetário sem garantia português
Determinantes da PT – EONIA *spread*

Daniel Filipe Castro Rodrigues

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

Orientador:

Doutor Sérgio Chilra Lagoa, Professor Auxiliar

ISCTE-Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2019

Agradecimentos

É com um sentimento de missão cumprida que termino mais uma etapa do meu percurso académico.

Olhando para trás, quero começar por agradecer aos meus pais todo o esforço feito em meu prol já que sem eles nada seria possível.

Deixo também um forte agradecimento ao Professor Sérgio Chilra Lagoa pela disponibilidade e apoio prestado ao longo da elaboração da dissertação, fundamentais para a realização deste trabalho de investigação.

Não posso deixar de agradecer ao Departamento de Sistemas de Pagamentos do Banco de Portugal a disponibilização dos dados e o incentivo para que alcançasse esta meta.

Por último e não menos importante, agradeço aos meus amigos a força transmitida e compreensão pela maior ausência durante o último ano.

Resumo

Com base nos pagamentos interbancários processados na componente portuguesa do sistema de pagamentos TARGET2, identificámos os empréstimos *overnight* no mercado monetário interbancário sem garantia em que pelo menos uma das contrapartes é uma instituição com conta de depósitos aberta junto do Banco de Portugal.

A identificação destas operações permitiu calcular, por dia, a taxa de juro média ponderada das transações processadas na componente portuguesa, a que lhe convencionámos chamar de PT – EONIA e a PT – EONIA *spread* como a diferença entre a PT – EONIA e a taxa mínima de proposta para as operações principais de refinanciamento definida pelo Eurosistema.

Posteriormente, através de um modelo EGARCH, estudámos a existência de padrões no mercado monetário interbancário, com a inclusão de variáveis *dummy* relativas a efeitos de calendário para um total de cinco períodos.

Concluímos que, após a crise financeira, efeitos que até então eram relevantes e, portanto, geradores de padrões, tornaram-se irrelevantes para explicar a evolução do *spread*, exceto para o último dia do trimestre e o primeiro dia do ano.

Palavras-chave: TARGET2, mercado monetário interbancário, EONIA, EGARCH.

Classificação JEL: E42 e E43.

Abstract

Based on the interbank payments processed in the Portuguese component of the TARGET2 payment system, we have identified overnight loans in the unsecured interbank money market where at least one counterparty is an institution with current account open with Banco de Portugal.

The identification of these operations allowed us to calculate, on a daily basis, the weighted-average interest rate of the transactions processed in the Portuguese component, which we have named to as PT – EONIA and PT - EONIA spread as the difference between PT - EONIA and the minimum bid rate for the main refinancing operations defined by the Eurosystem.

Through an EGARCH model, we studied the existence of patterns in the interbank money market by including dummy variables related to calendar effects for a total of five periods.

We conclude that, after the financial crisis, the effects that were previously relevant and, therefore, pattern generators, became irrelevant to explain the spread evolution, except for the last and first day of the quarter and of the year, respectively.

Keywords: TARGET2, interbank money market, EONIA, EGARCH.

Jel Classification: E42 and E43.

Índice

Capítulo I – Introdução.....	1
Capítulo II – Revisão de Literatura	5
Capítulo III – Mercado monetário interbancário.....	13
Capítulo IV – Dados	17
Capítulo V – Metodologia	27
Capítulo VI – Resultados empíricos.....	31
Capítulo VII – Conclusão	41
Bibliografia.....	45
Anexos	49

Índice de Quadros

Quadro 1: Estatísticas descritivas para a PT – EONIA spread.....	25
Quadro 2: Assimetria e Curtose.....	25
Quadro 3: Modelo AR (p) adequado para remoção da autocorrelação serial.....	32
Quadro 4: AIC dos modelos estimados	33
Quadro 5: Regressão do modelo.....	34

Índice de Figuras

Figura 1: Evolução da PT – EONIA e das taxas de juro oficiais do Eurosistema.....	21
Figura 2: Diferença, em p.b., entre a PT – EONIA e a EONIA	22
Figura 3: Evolução da PT – EONIA durante o dia de negócio.....	24

Índice de Anexos

Anexo A: Descrição das variáveis utilizadas na análise de regressão.....	49
Anexo B: Teste ADF e PP	49
Anexo C: Correlograma dos resíduos da série s_t	50
Anexo D: Histograma da série s_t	50
Anexo E: Período I.....	51
Anexo F: Período II	54
Anexo G: Período III	57
Anexo H: Período IV	60
Anexo I: Período V.....	63
Anexo J: Resultado dos testes de robustez.....	66

Glossário de Siglas

AIC - *Akaike Info Criterion*

ARCH - Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva

BCE - Banco Central Europeu

BdP - Banco de Portugal

BIC - *Bank Identifier Code*

EGARCH - Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada exponencial

EONIA - *Euro OverNight Index Average*

GARCH - Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada

LTRO - *Longer-Term Refinancing Operations*

MMI - Mercado Monetário Interbancário

MRO - *Main Refinancing Operations*

OLS - Método dos mínimos quadrados ordinários

PMR - Período de Manutenção de Reservas mínimas

SITEME - Sistema de transferências eletrónicas de mercado

SLBTR - Sistemas de Liquidação por Bruto em Tempo Real

SPGT - Sistema de Pagamentos de Grandes Transações

TARGET - *Trans-european Automated Real-time Gross settlement Express Transfer system*

TARGET2 - *Trans-european Automated Real-time Gross settlement Express Transfer system*

TARGET2-PT - *Trans-european Automated Real-time Gross settlement Express Transfer system 2 – Portugal*

TLTRO - *Targeted Longer-Term Refinancing Operations*

Capítulo I – Introdução

O Eurosistema define e implementa a política monetária da área do euro com o objetivo último de manter a estabilidade dos preços. As suas decisões afetam a economia na sua generalidade e o nível dos preços em particular através do “mecanismo de transmissão da política monetária”.

O mercado monetário interbancário, enquanto segmento do mercado monetário e peça fundamental para a estabilidade do sistema bancário, é o ponto de partida deste mecanismo (Beirne, 2010), através do qual os bancos gerem a sua liquidez de curto-prazo (Wiemers e Neyer, 2003) negociando, em concorrência, reservas depositadas junto do banco central, por prazos até um ano (Allen *et al.*, 2018). Apesar das diferentes maturidades, é no segmento *overnight* que se concentra a maior parte da atividade, resultando daí a formação de uma taxa de juro *overnight* ou, simplesmente, taxa diária, que no caso da zona euro é a EONIA (ECB, 2017).¹

A EONIA é crucial para sinalizar a orientação da política monetária, motivo que leva o Eurosistema a efetuar operações de mercado aberto, a disponibilizar facilidades permanentes bem como a exigir o cumprimento de reservas mínimas, com o objetivo de manter a EONIA a uma curta distância da taxa de juro aplicável às operações principais de refinanciamento.² Para além disso, e tendo em conta a influência que a EONIA tem sobre toda a estrutura de taxas de juro, inclusivamente sobre as taxas às quais os bancos emprestam liquidez à economia real (Heijmans *et al.*, 2013), o Eurosistema procura também evitar a sua excessiva volatilidade (Nautz e Offermanns, 2008).

Como os instrumentos de política monetária utilizados não garantem, em cada momento do tempo, uma igualdade entre a EONIA e a principal taxa de referência, concluímos que existem determinantes que explicam a existência de um *spread* não nulo e que afetam o mercado monetário interbancário. Tal levou-nos a estudar possíveis determinantes para a diferença observada na componente portuguesa do segmento *overnight*.³

¹ A EONIA é uma média ponderada das taxas de juro *overnight* comunicadas por um painel definido de bancos europeus.

² Principal taxa de referência do Eurosistema, a qual é definida pelo Conselho do BCE.

³ A nossa análise centra-se apenas no segmento sem garantia, devido à indisponibilidade de dados para o segmento garantido.

A existência de inúmeros determinantes com capacidade para influenciar o *spread*, os quais podem ir desde a oferta e necessidade de liquidez às expectativas das instituições financeiras em relação à evolução das taxas de juro, levou-nos, na impossibilidade de estudar todos esses fatores, a reduzir o âmbito deste trabalho de investigação aos efeitos de calendário. Assim sendo, o objetivo é determinar e analisar a evolução que os efeitos referidos tem na explicação do *spread*, e, se possível, estabelecer padrões, razão pela qual distinguimos cinco períodos elucidativos das diferentes fases pelas quais a economia e os mercados monetários passaram.

Para efeitos desta análise, definimos a PT – EONIA *spread* como a diferença entre a taxa de juro média ponderada das transações⁴ e a taxa mínima de proposta para as operações principais de refinanciamento. Os dados, compreendidos entre 4 de janeiro de 1999 e 28 de dezembro de 2018, foram obtidos junto do Banco de Portugal e no *Statistical Data Warehouse* do BCE.⁵

A análise à existência de eventuais padrões é relevante para a análise financeira porque, a existir, nega a validade empírica de que num mercado sem fricções, as taxas de juro de curto prazo não devem exibir um padrão sistemático de mudança de um dia para o outro (Prati *et al.*, 2003). Na literatura, existem vários estudos que demonstram a existência de efeitos de calendário neste mercado. A título de exemplo, Soares e Rodrigues (2011) confirmam algumas das expectativas iniciais em relação à influência destes efeitos sobre a EONIA *spread*. No seu estudo, concluíram que a EONIA *spread* aumenta tanto no último dia útil do mês como do trimestre justificando isso com o aumento dos pagamentos e a preocupação das instituições financeiras em relação à gestão do seu balanço. Mostram ainda que o *spread* aumenta no primeiro dia do período de manutenção de reservas (PMR). Mais recentemente, Heijmans *et al.*, (2013) concluiu que a taxa do mercado holandês diminui no primeiro dia do mês e trimestre. Por outro lado, sinaliza que a turbulência e crise vividas nos mercados gerou alterações na dinâmica de evolução da taxa de juro como, por exemplo, para o primeiro e último dia do PMR. Relativamente ao efeito dos feriados, e contrariamente a Quirós e Mendizábal (2003), concluiu para alguns períodos, pela significância da variável.

Do nosso ponto de vista, este trabalho é pertinente para a literatura e, em especial, para os gestores de liquidez das instituições financeiras que já participam ou pretendam participar neste

⁴ Pelo menos uma das contrapartes envolvidas no empréstimo tem conta de depósitos aberta junto do Banco de Portugal. Este trabalho apelida a taxa de juro apurada de PT – EONIA.

⁵ As opiniões expressas na dissertação são da inteira responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal.

mercado. As conclusões retiradas podem também ser úteis aos decisores de política monetária no que respeita à formulação de estratégias de atuação sobre o mercado. Parece-nos crucial compreender o seu funcionamento e quais os fatores que podem estar na origem das diferenças entre as taxas de juro consideradas para o efeito. Este artigo possibilita ainda uma melhor perceção da evolução da taxa de juro negociada na componente portuguesa relativamente a outras taxas, nomeadamente, EONIA e as taxas de juro oficiais do Eurosistema. Tanto quanto sabemos, este é o primeiro estudo que define a PT – EONIA *spread* e se concentra em estudar os seus determinantes utilizando, para tal, operações efetivas processadas num sistema de liquidação por bruto em tempo real (SLBTR), no caso, o TARGET/TARGET2.

O facto de este mercado ser, essencialmente, um mercado de balcão, faz com que as operações não estejam identificadas nos sistemas de pagamentos onde são processadas e liquidadas, o que não permite, *à priori*, determinar a taxa de juro média diária ponderada das transações. Para contornar esta limitação e tratar os dados fornecidos pelo Banco de Portugal, recorreremos ao método proposto em Furfine (1999, 2001) assente na construção de um algoritmo que parte de todas as transações interbancárias para identificar cada par de operações que dizem respeito a uma negociação entre duas instituições financeiras.

Posteriormente, e para atingir o objetivo desta dissertação, utilizámos um modelo EGARCH com distribuição *t-student* onde incluímos diferentes variáveis *dummy* relacionadas com efeitos do calendário (mês, trimestre, ano, feriados e PMR).

Concluimos que, após o término da crise financeira, os efeitos que até então eram relevantes e, por isso, geradores de padrões, tornaram-se insignificantes para explicar a evolução do *spread*, exceto o último dia do trimestre e o primeiro dia do ano. Por outro lado, para o período de crise financeira e para os que a antecederam foi possível estabelecer padrões constantes sublinhados pela literatura, tais como o aumento do *spread* no último dia do mês e do trimestre. Foi também possível concluir que o *spread* aumenta antes de um feriado TARGET e que no último dia do PMR, o *spread* tem também tendência a aumentar.

O trabalho está organizado da seguinte forma. Começamos por introduzir a literatura relevante e, posteriormente, faremos uma breve descrição do mercado monetário interbancário. Seguimos com a explicação dos dados, discussão da estatística descritiva e apresentação da metodologia. Subsequentemente, discutiremos os resultados empíricos obtidos e faremos uma análise de robustez, terminando com alguns comentários finais.

Capítulo II – Revisão de Literatura

Como mencionado anteriormente, o presente estudo pretende determinar e analisar a evolução do impacto que os efeitos de calendário têm na explicação da PT – EONIA *spread* e, se possível, estabelecer padrões regulares observados no mercado usando, para isso, dados reais de um SLBTR.

A existência de um *spread*, tendencialmente positivo, entre a taxa de juro do MMI e a principal taxa de referência do Banco Central deve-se, nas palavras de Wurtz (2003), aos custos de um empréstimo, ou seja, o facto de os credores exigirem um prémio para emprestar, sem garantia, os fundos que obtiveram, por exemplo, nas operações principais de refinanciamento, mediante a apresentação de colateral (com este prémio o credor pretende cobrir o risco de liquidez e o custo do colateral). Para além disso refere que quanto maior for a incerteza quanto às metas de liquidez do Banco Central, maior será o *spread*. Sabemos também que em condições normais de funcionamento do mercado, a taxa de juro *overnight* deve estar em torno da taxa de referência principal do BCE. Linzert e Schmidt (2008) apontam que o *spread* é influenciado, sobretudo, pela oferta de liquidez do Banco Central e a forma como este implementa a sua política monetária, bem como pelas necessidades de liquidez do setor bancário. Adicionalmente, reforçam que as expectativas dos bancos sobre o futuro condiciona a evolução das taxas de juro do mercado e, conseqüentemente, o *spread*.

Constatámos que a análise dos fatores que explicam o padrão dos pagamentos interbancários relacionados com o MMI não é uma tarefa fácil uma vez que existem inúmeros fatores que podem condicionar as quantidades, os valores, as taxas de juro e a volatilidade do mercado. Este é, de facto, o principal motivo que nos levou desde logo a restringir o âmbito deste trabalho aos efeitos de calendário. A este propósito, os efeitos de calendário estão entre os fatores que mais impulsionam o *spread* (Soares e Rodrigues, 2011). Outra das dificuldades que este trabalho enfrenta prende-se com o tratamento dos dados no âmbito da identificação das operações reais processadas num SLBTR, motivo pelo qual vamos visitar literatura relevante nesse domínio.

Os efeitos de calendário são anomalias relacionadas com o calendário. Esteves e Rodrigues (2010) realçam a importância do seu estudo já que é de todo provável que as variáveis económicas sejam influenciadas pelos efeitos diários do calendário.

No que toca ao MMI, a necessidade de estudar eventuais padrões de mudança das taxas de juro e, conseqüentemente, os efeitos de calendário deriva da hipótese da martingala⁶ (do inglês, *martingale*) e está na origem de diversos trabalhos sobre a influência que estes efeitos possam ter na evolução das taxas de juro.

A hipótese da martingala sugere que a mudança da taxa de juro não é previsível (Barucci *et al.*, 2003), o que nos leva a concluir que a existência de padrões claramente definidos no mercado coloca em causa esta hipótese pois permite que as instituições financeiras formulem expectativas diferentes para diferentes dias de negócio.

Se a taxa de juro se formar de acordo com a hipótese da martingala, as reservas mantidas pelos bancos junto do Banco Central são substitutos perfeitos entre os diferentes dias do mesmo PMR, o que corresponde a dizer que a taxa de juro esperada para qualquer um dos dias do período será sempre igual à taxa de juro esperada para o último dia desse período (Murta, 2007). Com base no referido, parece-nos correto afirmar que a existência de um padrão definido para o primeiro e último dia do PMR invalida que, para as instituições financeiras, a taxa de juro esperada seja sempre igual, independentemente do dia de negócio em causa.

Quando a hipótese da martingala não é verificada, as instituições financeiras têm a possibilidade de explorar a previsibilidade da taxa de juro e assim minimizar eventuais custos de oportunidade, sobretudo por parte das instituições com excedentes de liquidez. A previsibilidade da taxa de juro fará com que as instituições financeiras pretendam recorrer ao MMI em diferentes momentos do período, consoante seja o seu estado no que toca às condições de liquidez. Isto é, os bancos com excedente de liquidez cumprem o montante de reservas a que estão sujeitos em dias para os quais a taxa de juro *overnight* seja, previsivelmente, inferior não colocando liquidez no mercado nesses dias. Exatamente nestes, seriam os dias que as instituições com necessidades de liquidez pretenderiam recorrer ao mercado de forma a pagarem uma taxa de juro inferior (Barucci *et al.*, 2003).

Esta situação pode levar a um aumento considerável da taxa de juro, seja no final dos PMR ou no final dos períodos de reporte financeiro, tendo em conta o aumento da procura por liquidez

⁶ A martingala é um processo estocástico no qual a expectativa condicional de valores futuros permanece constante no tempo.

(Heijmans *et al.*, 2010). O custo de oportunidade referido anteriormente é calculado pela diferença entre a taxa de juro do mercado monetário e a taxa de remuneração das reservas.

No que diz respeito ao cumprimento de reservas mínimas por parte das instituições financeiras, este é verificado, no caso da zona euro, a partir da comparação entre a média dos saldos diários de depósitos à ordem detidos pela instituição no respetivo Banco Central ao longo de um período de manutenção e o valor de reservas a cumprir calculado para a instituição (Banco de Portugal, 2015). Esta imposição de reservas mínimas às instituições financeiras, como instrumento de política monetária, tem uma enorme vantagem prática⁷: serve como um *buffer* de liquidez para fazer face a choques imprevistos de liquidez em qualquer dia. Para além disso, suavizam os esforços de liquidez intradiária para os próprios bancos e, portanto, causam a estabilização do mercado monetário na União Monetária Europeia (Buschmann e Westermann, 2018). Permitem também ao banco central criar ou alargar, de uma forma estável, a escassez estrutural de liquidez e com isso controlar a taxa de juro de curto prazo.

Segundo Prati *et al.* (2003), quando os requisitos de reservas são definidos com base numa média diária, as taxas de juro do mercado devem exibir a propriedade da martingala. No entanto, empiricamente, a hipótese da martingala tem sido colocada em causa por diversos estudos que identificam padrões previsíveis da taxa de juro.

Hamilton (1996) conclui, para o mercado monetário americano, que a volatilidade da taxa de juro não é constante havendo previsibilidade suficiente nos movimentos diários que permite rejeitar a hipótese da martingala durante o período de manutenção. Demonstra, empiricamente, que a volatilidade da taxa de juro é mais elevada nos últimos dias do período de constituição de reservas assim como no final de cada trimestre e ano. Mostra ainda que a taxa de juro difere consoante o dia da semana e que são verificados comportamentos diferentes na véspera e nos pós feriado. As razões apontadas para a existência de padrões da taxa de juro assentam na existência de custos de transação e imperfeições de mercado, bem como devido às propriedades de liquidez das reservas.

⁷ As reservas mínimas efetivamente constituídas são remuneradas à média ponderada da taxa marginal de colocação das operações principais de refinanciamento do Eurosistema enquanto os depósitos que excedam o valor médio de reservas mínimas a cumprir são remunerados a uma taxa de zero por cento ou à taxa de juro da facilidade permanente de depósito, consoante a que for mais baixa.

De facto, os bancos não detêm as reservas, apenas, para o cumprimento dos requisitos impostos pelo Banco Central mas, também, devido à liquidez que estas proporcionam.

Prati *et al.* (2003) estudam o comportamento diário das taxas de juro interbancárias *overnight* para os sete maiores países industrializados do mundo e para a zona euro e concluem que os procedimentos operacionais de cada banco central influenciam o comportamento da taxa de juro e da sua volatilidade.⁸ Esta conclusão está em linha com o estudo de Beaupain e Durré (2008) já que segundo estes, na Área do Euro, o comportamento das instituições no mercado monetário é diretamente afetado pelas regras e práticas do Banco Central Europeu (*Eurosystem's operational framework*), o que permite concluir que a regulação específica de cada mercado influencia o comportamento da taxa de juro *overnight* e da sua volatilidade (Bai *et al.*, 2016).

Quirós e Mendizábal (2003) concluem que os bancos não consideram os fundos em dias diferentes do mesmo período de manutenção como substitutos perfeitos, mesmo que esperem que as taxas sejam constantes no futuro. Isto implica que a taxa de juro tende a ser maior quando nos aproximamos do último dia do período de manutenção. Para além disto, o artigo conclui que os desvios em relação à hipótese da martingala reduzem-se à medida que a diferença (amplitude) entre as taxas de referência do Banco Central diminuem.⁹

Neste sentido, Gaspar *et al.* (2004) referem que no início do período de manutenção de reservas, os bancos são indiferentes em relação ao seu nível de reservas, pelo que não tentam compensar eventuais choques de liquidez e, por isso, nessa fase, a taxa de juro é mais estável. À medida que o fim do período de manutenção se aproxima, a procura por liquidez torna-se mais inelástica, o que implica mais atividade, maior volatilidade e um aumento da taxa de juro.

A política *fixed rate full allotment* do BCE (leilão de taxa fixa com colocação total à taxa de juro das operações principais de refinanciamento) gerou excesso de liquidez agregada no sistema bancário e com isso a taxa de referência para a EONIA passou a ser a taxa da facilidade permanente de depósito *overnight* em vez da taxa de juro aplicável às operações principais de refinanciamento (Soares e Rodrigues, 2011). Antes da turbulência registada nos mercados

⁸ Apresentam melhorias em alguns aspetos técnicos em relação a Rudebusch (1995), Hamilton (1996) e Balduzzi *et al.* (1997).

⁹ Diferença entre a taxa de cedência de liquidez *overnight* e a taxa da facilidade permanente de depósito *overnight*.

financeiros, a EONIA *spread*¹⁰ era bastante estável, reagindo aos efeitos de calendário e do fim do período de manutenção e, após o início da turbulência, a volatilidade tornou-se mais persistente e sujeita a choques mais frequentes. Os resultados obtidos por este trabalho evidenciam que a EONIA *spread* aumenta 2 e 4 p.b no último dia do mês e trimestre respetivamente.

O excesso de liquidez derivado das políticas do Banco Central originou, como referido em Bech e Monnet (2015) uma descida acentuada do volume de negócios e da taxa de juro *overnight* e respetiva volatilidade.

Heijmans *et al.* (2013) concluem que as modificações do quadro de política monetária em 2004, levadas a cabo pelo BCE, diminuíram a volatilidade da taxa de juro, com exceção do período de turbulência e após o colapso do Lehman Brothers, que mesmo com a implementação de medidas não convencionais de política monetária viu a volatilidade aumentar e permanecer alta durante este período.¹¹ Os efeitos de calendário são, em parte, consistentes durante todo o período considerado já que a taxa de juro aumenta no final do mês, trimestre e ano. Por outro lado, constata-se diferenças na evolução da taxa de juro no antes e após um feriado entre os períodos considerados.

Tipicamente, no MMI os bancos negociam bilateralmente entre si as condições de um empréstimo (montante, prazo e taxa de juro) e, posteriormente, concretizam a operação através de um SLBTR, movimentando as contas de depósito à ordem que ambos detém junto dos respetivos bancos centrais (Saldanha e Soares, 2015).

Dadas as características do mercado, tipicamente apelidado de mercado de balcão, é necessária a utilização de uma metodologia para identificação das operações efetivas relacionadas com o MMI, já que não existe nos sistemas de pagamentos uma identificação clara de que duas operações dizem respeito a um negócio entre dois bancos no MMI sem garantia.

Nesse sentido, Furfine (1999;2001) desenvolveu uma metodologia que usa dados do SLBTR Fedwire ao nível da transação, permitindo analisar a microestrutura do mercado. O objetivo do

¹⁰ A EONIA *spread* é medida pela diferença entre a EONIA e a taxa mínima de proposta para operações principais de refinanciamento.

¹¹ Usam um modelo EGARCH, em linha com Gaspar *et al.* (2004) e Soares e Rodrigues (2011) para estudar os efeitos interdiários sobre a equação da média.

algoritmo desenvolvido é identificar dois pagamentos que estejam relacionadas com uma transação típica do MMI, isto é, um pagamento do banco A para o banco B no dia t e um pagamento do banco B para o banco A no dia $t+1$ pelo mesmo valor do primeiro mais um juro plausível.

O sucesso da metodologia foi tal que, na literatura, encontrámos outros trabalhos que lhe recorrem e que lhe sugerem alterações no sentido de identificar as operações relacionadas com o MMI com base em dados dos pagamentos interbancários processados e liquidados num SLBTR.

No caso europeu, Heijmans *et al.* (2010) e Arciero *et al.* (2016) são exemplos de trabalhos que apresentam esta metodologia como a base dos seus trabalhos de investigação. Propõe-se, no entanto, a identificar empréstimos interbancários com prazo de maturidade até um ano, contrariamente aos *overnight* apenas. Existem ainda trabalhos que usam esta metodologia com dados do TARGET2-PT (Farinha e Gaspar, 2008; Saldanha e Soares, 2015).

Este tipo de metodologias apresentam um conjunto de pressupostos que variam de trabalho para trabalho consoante o país ou conjunto de países que estejam a ser estudados, tendo por base a realidade económica e o mercado monetário em causa.

Um desses pressupostos prende-se com o valor mínimo a considerar para o primeiro pagamento em t . Por exemplo, Furfine (1999) definiu que o valor mínimo de um pagamento era 1 milhão de dólares. A este respeito, Farinha e Gaspar (2008) estabelecem um valor igual ou superior a 100.000 euros e múltiplo de 100.000 euros para a primeira operação. A imposição de um valor mínimo a considerar pressupõe que não existem negócios no MMI com valores inferiores a esse limite mínimo.

Também a definição de intervalo plausível tem associado um pressuposto. Furfine (1999) assumiu que o juro plausível deve ser tal que faça com que a taxa de juro apurada esteja delimitada por um corredor de 50 pontos base abaixo e acima da taxa de fundos federais. Por outro lado, Saldanha e Soares (2015) delimitam o intervalo plausível para a variação da taxa de juro anualizada implícita ponderada das transações por um limite inferior igual ao mínimo entre a EONIA menos 100 p.b. e a taxa da facilidade permanente de depósito *overnight* e um limite superior igual ao máximo entre a EONIA mais 100 p.b. e a taxa da facilidade permanente de cedência de liquidez *overnight*. Podem encontrar-se negócios efetuados a taxas de juro que se

encontrem fora do corredor de taxas de juro do Eurosistema quando, pelo menos uma das instituições financeiras não tem acesso às facilidades permanentes do Eurosistema (Arciero *et al.*, 2016).

O algoritmo utilizado pode identificar múltiplas correspondências, isto é, para um pagamento liquidado em t , o algoritmo identifica múltiplos pagamentos liquidados em $t+1$. A escolha da correspondência errada entre duas operações pode levar a um erro na taxa de juro estimada para aquele dia de negócio, se os valores do reembolso forem diferentes. Saldanha e Soares (2015) propõe que esta limitação seja resolvida escolhendo a operação liquidada em $t+1$ que garanta a taxa de juro mais próxima da EONIA. Por outro lado, Arciero *et al.* (2016) baseia a escolha num fator totalmente aleatório, desde que a taxa de juro apurada se encontre dentro do intervalo plausível.

A literatura assume que o algoritmo pode identificar incorretamente um par de pagamentos com um empréstimo interbancário ou, pelo contrário, pode não identificar um par de pagamentos como um empréstimo. Concluem que a eficácia do algoritmo é tanto maior quanto menor for a maturidade dos empréstimos considerados, já que quanto maior é a maturidade maior é a probabilidade de as operações serem identificadas incorretamente.

Rainone e Vacirca (2016) refere que a realidade atual de baixas taxas de juro pressupõe que se possa também assumir a existência de taxas de juro nulas ou negativas no mercado monetário, o que faz sentido, sobretudo, quando a taxa da facilidade de depósito é inferior a zero, situação verificada na zona euro a partir de 11 de junho de 2014.

A literatura apresentada permite-nos, desde já, sequenciar os passos a seguir ao longo desta dissertação. Numa primeira fase será necessário definir uma metodologia que nos permita identificar os empréstimos interbancários *overnight* liquidados no TARGET2-PT e, consequentemente, calcular a taxa de juro média ponderada das transações processadas na componente portuguesa (PT – EONIA). Posteriormente, seremos capazes de calcular a PT – EONIA *spread* como a diferença entre a PT – EONIA e a taxa de juro aplicável às operações principais de refinanciamento do Eurosistema.

Numa segunda fase e já munidos da variável dependente, recorreremos a um modelo de heteroscedasticidade condicionada que nos vai permitir determinar e analisar a evolução do

impacto que os efeitos de calendário têm na explicação da PT – EONIA *spread* e, se possível, estabelecer padrões regulares observados no mercado.

De todos os efeitos de calendário possíveis, daremos importância ao dia do PMR, em particular o primeiro e último dia. Para além disso, analisaremos o primeiro e último dia do mês, trimestre e ano bem como os dias próximos a um feriado.

Após a apresentação da literatura relevante e das variáveis que serão estudadas no contexto desta dissertação passamos ao desenvolvimento da mesma nos capítulos subsequentes.

Capítulo III – Mercado monetário interbancário

Nesta secção, apresentamos uma breve descrição teórica do funcionamento do MMI no qual estão inseridas as instituições com conta de depósitos aberta junto do Banco de Portugal bem como do sistema de pagamentos no qual as operações deste mercado, por norma, são processadas e liquidadas desde 04 de janeiro de 1999.

O MMI faz parte do mercado monetário utilizado para as operações de curto prazo (com maturidades até um ano) ao qual as instituições financeiras recorrem para captar ou ceder fundos excedentários a outras instituições financeiras ou, embora menos utilizado, por questões de arbitragem (entre prazos).

A grande maioria dos empréstimos, aos ser negociada livremente quanto ao montante, prazo e taxa de juro, em mercado de balcão é apenas conhecida pelas partes envolvidas na transação¹², isto é, credor e devedor. Contudo, estas operações necessitam de um sistema de pagamentos para serem liquidados e, assim permitirem a troca de fundos entre os envolvidos na negociação. Atualmente, tal como refere Tölö *et al.*, (2015), estas operações são liquidadas no TARGET2, sistema de pagamentos que substituiu definitivamente, em maio de 2008, a primeira geração do sistema TARGET após um período de migração de seis meses (ECB, 2009).

O TARGET¹³ começou a operar a 4 de janeiro de 1999, através da ligação dos diferentes SLBTR existentes em cada um dos países aderentes via Interlinking¹⁴, sendo por isso um sistema no qual todos os pagamentos eram processados de forma descentralizada pelos bancos centrais nacionais tornando-se, por isso, ineficiente e oneroso no longo prazo. Por este motivo, a 19 de novembro de 2007 entrou em funcionamento o TARGET2¹⁵, como uma plataforma

¹² Entre 4 de janeiro de 1999 e 31 de dezembro de 2008 e, mais tarde, entre 3 de setembro de 2012 e 30 de junho de 2015, algumas operações, eram processadas no SITEME, uma infraestrutura eletrónica do BdP. Através desta, o Banco Central agia como intermediário nestas operações, movimentando os fundos entre as contas das instituições financeiras envolvidas. No dia do reembolso, revertia a operação inicial acrescida dos juros, gerando a liquidação financeira no TARGET2-PT.

¹³ Para facilitar a exposição, sempre que nos referirmos ao sistema daqui em diante, vamos designá-lo de TARGET2.

¹⁴ No caso português, o sistema de pagamentos utilizado era o Sistema de Pagamentos de Grandes Transações (SPGT).

¹⁵ Portugal integrou o TARGET2 a 18 de fevereiro de 2008, se bem que entre esta data e 27 de fevereiro de 2009, o BdP atuou como representante da maioria das instituições que compõe a comunidade nacional. A componente portuguesa do sistema é designada de TARGET2-PT.

única partilhada centralizada, integrada e com procedimentos e preços definidos de acordo com regras harmonizadas no Eurosistema que não requer a intervenção dos bancos centrais, apesar de cada um continuar responsável pelos respetivos participantes, os quais podem ser instituições ou infraestruturas de pagamentos, denominadas de sistemas periféricos (Costa, 2014).

Este sistema proporciona um mecanismo seguro e fiável para o processamento e liquidação, em moeda de banco central, de ordens de pagamentos em euros, numa base individual e, uma vez liquidadas, são finais e irrevogáveis permitindo aumentar a eficiência dos pagamentos, a estabilidade financeira e integração dos mercados financeiros na Europa (Banco de Portugal, 2012; Blake, 2018) e ao mesmo tempo assumir-se como uma peça importante na implementação da política monetária do Eurosistema e do mercado monetário interbancário em euros.

Na zona euro, as contrapartes elegíveis, como forma de financiamento, têm acesso diário à facilidade permanente de cedência marginal de liquidez em contrapartida de ativos de garantia elegíveis. Estas instituições têm também acesso à facilidade permanente de depósito que oferece um retorno mínimo pelos depósitos noturnos no respetivo Banco Central. Para além disto, podem recorrer às operações de mercado aberto iniciadas pelo BCE em determinadas datas e executadas de forma descentralizada pelos diferentes bancos centrais nacionais do Eurosistema.

Perante o que ficou exposto, as instituições financeiras têm alternativas a participar no mercado monetário interbancário. Num cenário ideal, as instituições transacionam entre si a liquidez necessária e não com o banco central.

Este comportamento é influenciado pelo corredor das taxas de juro do banco central em vigor, ou seja, as taxas de juro a que o Eurosistema cede e absorve liquidez do sistema bancário e que limitam a variação da taxa de juro diária do mercado monetário. Este corredor, delimitado, a nível superior, pela taxa de juro da facilidade permanente de cedência de liquidez e, a nível inferior, pela taxa de juro para as facilidades permanentes de depósito resulta da tomada de decisão do Conselho do BCE na prossecução do seu principal objetivo: a manutenção da estabilidade dos preços, segundo a qual, a taxa de inflação deve ser mantida num nível inferior mas próximo de 2% no médio prazo. Para além destas taxas, a taxa de juro das operações principais de refinanciamento tem também efeito nas taxas de juro *overnight* já que é através desta que o BCE conduz a taxa de juro diária do MMI na direção pretendida (Leão *et al.*, 2009).

Importa referir que um banco, pelo menos em termos teóricos, apenas estará disposto a contrair empréstimos a uma taxa acima da taxa de cedência de liquidez no MMI sem garantia caso não seja contraparte elegível, não tenha garantia elegível disponível ou se estiver, embora menos frequente, preocupado com os custos de reputação que podem advir da contratação de empréstimos junto do banco central.

Desde a crise do *subprime*, e face à quase paralisação dos mercados interbancários (Falagiarda e Reitz, 2015), tem-se assistido à implementação de um conjunto de medidas não convencionais como forma de criar os impactos necessários sobre o mercado monetário, proporcionar um maior estímulo à economia e melhorar a transmissão da política monetária (BCE, 2009; BCE, 2010).¹⁶ Estas medidas facilitaram o acesso à liquidez por parte das instituições financeiras contribuindo para um aumento significativo de liquidez no TARGET2, o que causou um declínio nas taxas, quantidades e montantes negociados no MMI (ECB, 2018).

¹⁶ Compra de ativos financeiros e operações de refinanciamento de prazo alargado direcionadas (TLTRO). Complementarmente, as operações principais de refinanciamento semanais passaram a ser realizadas, a partir de outubro de 2008, através de um leilão de taxa fixa com colocação total à taxa de juro das operações principais de refinanciamento (mediante um alargamento do tipo de colateral aceite como garantia).

Capítulo IV – Dados

Tal como já adiantámos no capítulo anterior, as operações de política monetária da área do euro, bem como a grande maioria das transações no mercado interbancário, são liquidadas no TARGET2¹⁷, o sistema de pagamentos do Eurosistema.

De modo a conhecer a taxa de juro *overnight* média ponderada das transações observada na componente portuguesa sem garantia do MMI, utilizámos dados fornecidos pelo Departamento de Sistemas de Pagamentos do Banco de Portugal¹⁸ sobre todas as transações interbancárias processadas na componente portuguesa com um valor arredondado maior ou igual a 100.000 euros entre 04 de janeiro de 1999 e 28 de dezembro de 2018. Este valor foi definido por Farinha e Gaspar (2008) como o valor mínimo a considerar para a componente portuguesa, tendo em conta o tipo de economia em questão.

As operações relacionadas com o mercado monetário sem garantia, por se tratarem de operações interbancárias, apenas liquidam no TARGET2 entre as 07h00 e as 18h00, conforme a hora central europeia (CET) durante todos os dias do ano com exceção dos fins-de-semana, dia de Ano Novo, sexta-feira Santa, segunda-feira a seguir ao Domingo de Páscoa, 1 de maio e dias 25 e 26 de dezembro (ECB, 2016) pelo que a nossa amostra inicial compreende todas as operações processadas e liquidadas em dias de funcionamento do sistema dentro do horário disponível para liquidação.

Os dados facultados tem informação sobre a data e hora exata de liquidação da transação (hora, minutos e segundos), o montante de cada operação, em euros, e o código de identificação dos dois participantes. No entanto, com esta informação, por si só, não nos é possível assegurar que uma operação corresponde a um empréstimo interbancário *overnight*.

Para contornar este obstáculo foi necessário recorrer à literatura. O método, com um elevado grau de fiabilidade, apropriado para a identificação das transações relacionadas com acordos

¹⁷ Em 2018, o TARGET2 processou 90% do valor total liquidado em sistemas de pagamentos de grande valor em euros (ECB, 2019).

¹⁸ O Banco de Portugal tem a missão de operar, regular, fiscalizar e promover o bom funcionamento dos sistemas de pagamento em Portugal (Banco de Portugal, 2016).

entre instituições financeiras no MMI foi introduzido inicialmente na literatura em Furfine (1999, 2001).

Com base noutros trabalhos de investigação que também recorreram ao referido método, o algoritmo utilizado assenta na verificação de três pressupostos fundamentais:

- O primeiro pagamento, em t , deve ser maior ou igual a 100.000 euros¹⁹ e múltiplo de 100.000. Este pagamento corresponde ao montante emprestado pela instituição X à instituição Y;

- O segundo pagamento, em $t+1$, deve ser igual ao primeiro pagamento acrescido de um juro (positivo ou negativo). Este pagamento corresponde ao montante reembolsado pela instituição Y à instituição X;

- A taxa de juro anualizada implícita calculada após o *match* deve encontrar-se dentro de um intervalo plausível.

O intervalo plausível considerado por este trabalho, tendo em conta a literatura, está delimitado por um limite inferior igual ao mínimo entre a EONIA menos 100 p.b. e a taxa da facilidade permanente de depósito *overnight* e um limite superior igual ao máximo entre a EONIA mais 100 p.b. e a taxa da facilidade permanente de cedência de liquidez *overnight*.

Contudo, a partir de 16 de março de 2016, optámos por considerar como limite inferior a taxa da facilidade permanente de depósito *overnight* e como limite superior a taxa para as operações principais de refinanciamento. Este pressuposto que decidimos assumir surge no seguimento de uma alteração da taxa de juro aplicável às operações de refinanciamento para 0% e tem por base Rainone e Vacirca (2016). Estes referem que o algoritmo de Furfine, num clima de baixas taxas de juro acaba, erroneamente, por rotular como empréstimos muitas transferências de liquidez de diferentes naturezas.²⁰

¹⁹ Condição verificada logo à partida, já que os dados fornecidos pelo BdP apenas contemplam operações de montante igual ou superior a 100.000 euros.

²⁰ Os autores exploram informações provenientes de regularidades do mercado propondo um procedimento inferencial baseado na probabilidade económica de empréstimos (procedimento que esta dissertação não utilizou).

Adicionalmente, este é um período marcado pelo excesso de liquidez no mercado monetário, o que se traduz invariavelmente num menor recurso e a taxas cada vez mais baixas ao MMI já que os bancos podem obter a liquidez necessária junto do BCE a uma taxa de 0%. A juntar às razões anteriores, está a evolução da EONIA. Constatámos que caiu para terreno negativo pela primeira vez em agosto de 2014, consequência do excesso de liquidez no mercado monetário impulsionado pelo programa de compra de ativos do Eurosistema tornando-se constantemente negativa a partir de abril de 2015. Todavia, é a partir de março de 2016 que esta assume valores mais negativos (a 16 de março a EONIA correspondia a -0,339 contrariamente aos -0,248 de dia 15 de março).

O método utilizado, para além de identificar conjuntos de duas operações (pagamentos) como empréstimos inequívocos, identifica também operações liquidadas em t com múltiplas correspondências em $t+1$. Quando confrontados com esta última situação, escolhemos o par de operações cuja taxa de juro anualizada implícita está mais próxima da EONIA para aquele dia.

A principal limitação apontada pela literatura ao algoritmo assenta na possibilidade de este não identificar um par de pagamentos como um empréstimo inequívoco entre duas instituições financeiras ou, pelo contrário, identificar incorretamente um par de pagamentos como um empréstimo interbancário (Saldanha e Soares, 2015; Arciero *et al.*, 2016), o que poderia por em causa a confiabilidade dos nossos resultados. No entanto, tal como refere Saldanha (2016), alguns autores já realizaram testes de validação ao algoritmo com base em dados da Plataforma MID italiana e espanhola e concluíram que até um prazo de três meses, este tipo de algoritmo é muito confiável. Nesse sentido, resta-nos acreditar na precisão do método já que utilizámos operações processadas e liquidadas no TARGET2 sem identificação do tipo de negócio a que se destinam e que por isso nos impossibilitam de o validar.

Após obtidos, através do algoritmo, os diferentes pares de operações que este considera estarem relacionados com operações no MMI, passamos a deter a seguinte informação, por observação: montante do empréstimo em t , montante do reembolso em $t+1$, data e hora exatas de liquidação no TARGET2-PT das duas operações, código de identificação das duas instituições e a taxa de juro anualizada implícita calculada com base no montante do empréstimo e do reembolso.

A referida informação permitiu-nos calcular a taxa de juro média ponderada das transações *overnight*, por dia, para o MMI sem garantia português, a qual este trabalho definiu como PT – EONIA. Nesta altura, e uma vez que já abordámos acima a questão relativa à fiabilidade dos

nossos resultados, consideramos relevante enquadrar a evolução da PT – EONIA com a evolução de diferentes taxas de juro de referência durante o período analisado. O objetivo é mostrar o sentido económico dos dados e ao mesmo tempo mostrar que estes podem ser interpretados com confiabilidade.

A Figura 1 mostra a evolução da taxa de juro *overnight* para operações sem garantia liquidadas no TARGET2-PT em relação às taxas de juro oficiais do Eurosistema, onde *pt_eonia* representa a PT – EONIA, *mro* a taxa mínima de proposta para as operações principais de refinanciamento, *rd* corresponde à taxa da facilidade permanente de depósito *overnight* e *rc* diz respeito à taxa da facilidade permanente de cedência de liquidez *overnight*.²¹

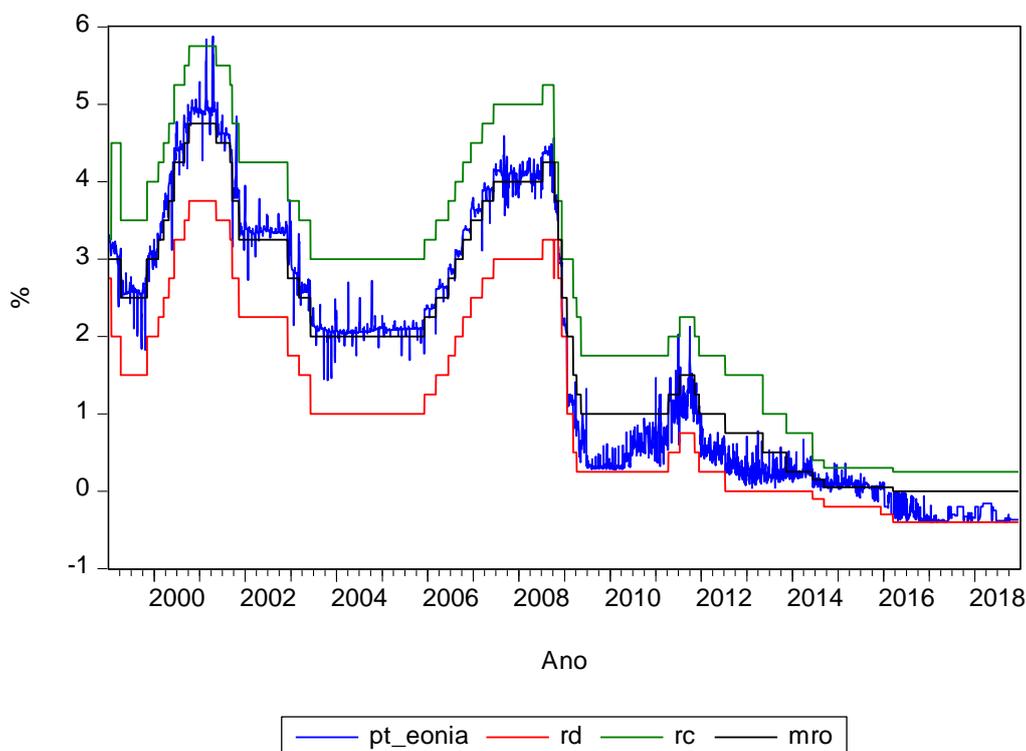
Como expectável, a PT – EONIA está delimitada, a nível superior, pela taxa de juro da facilidade permanente de cedência marginal de liquidez e, a nível inferior, pela taxa de juro da facilidade permanente de depósito. Estas duas taxas funcionam como uma “penalização” para as instituições já que a sua implementação pressupõe que as contrapartes elegíveis só recorram a elas em caso de choques de liquidez individual atrasados, grandes e inesperados. Para além disso, estes limites permitem limitar a volatilidade da taxa de juro no mercado monetário, assim como formar um corredor para a circulação da taxa de juro *overnight*. O resultado mostra que, apesar de permitirmos oscilações em 100 p.b. até 16 de março de 2016 em relação às taxas das facilidades permanentes do Eurosistema, a PT – EONIA mantém-se constantemente entre as duas taxas aplicáveis às facilidades.

Outra das conclusões prende-se com a oscilação da PT – EONIA em torno da taxa de juro aplicável às operações principais de refinanciamento do Eurosistema, salvo exceções devidamente justificadas pela literatura relacionadas com a crise do *subprime*, o colapso do Lehman Brothers e as crises das dívidas soberanas na Europa que levaram o BCE a adotar medidas de política monetária não convencional geradoras de excesso de liquidez no mercado monetário, as quais perduram até aos dias de hoje. Uma das medidas com maior impacto está relacionada com o fornecimento ilimitado de liquidez mediante colateral elegível (cuja lista sofreu consideráveis alargamentos), à taxa de juro aplicável nas operações de refinanciamento do Eurosistema.

²¹ Os dados para *mro*, *rd* e *rc* foram obtidos no *ECB Statistical Data Warehouse* do BCE.

As medidas convencionais e não convencionais de política monetária levada a cabo pelo Eurosistema desde setembro de 2008 provocaram uma redução significativa das taxas de juro de curto-prazo em relação à MRO, verificando-se o mesmo para a PT – EONIA.

Figura 1: *Evolução da PT – EONIA e das taxas de juro oficiais do Eurosistema*

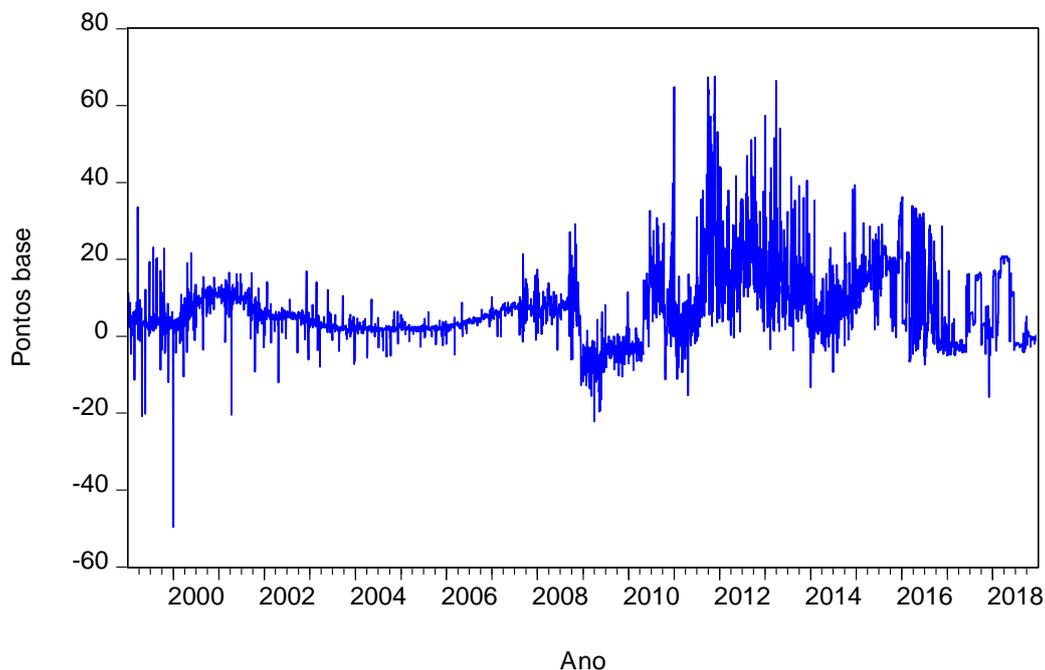


Sendo a EONIA a taxa de juro de referência do mercado monetário do euro para o prazo *overnight*, torna-se também relevante comparar a evolução da PT – EONIA em torno da EONIA. Para tal calculamos a diferença, em p.b., entre a *pt_eonia* e a *eonia*, para cada dia de negócio (ver Figura 2).

Por norma, a PT – EONIA é superior à taxa de referência mas essa diferença aumentou com o início da crise financeira, pelo que concluímos que a crise financeira teve um maior impacto no MMI português gerando um maior afastamento em relação à taxa de referência. A maior estabilidade do sistema financeiro nos últimos tempos tem permitido diminuir estas diferenças, facto que se comprova com a diminuição do *spread*. Uma das razões que pode originar uma PT – EONIA superior à EONIA, mesmo em tempos de maior acalmia nos mercados, assenta numa possível segmentação do mercado. Esta ideia foi partilhada por Gaspar *et al.*, (2004) que falou com gestores de liquidez de diferentes bancos. Estes referiram que, por se tratarem de operações

de muito curto prazo, e dado o custo de partilhar informação privada com o mercado em geral, preferem pagar uma taxa de juro superior e obter liquidez junto dos bancos com os quais habitualmente fazem negócios. Os autores concluem que existem subgrupos de bancos que transacionam liquidez entre eles antes de recorrer ao mercado em geral ou mesmo às facilidades permanentes do Eurosistema, o que pode, na nossa opinião, fazer aumentar a taxa de juro de uma componente do mercado, sobretudo em períodos marcados por um reduzido número de operações.

Figura 2: *Diferença, em p.b., entre a PT – EONIA e a EONIA*



Uma vez que pretendemos apresentar os resultados estimados pelo modelo econométrico para diferentes períodos do tempo e desta forma mostrar a evolução registada, decidimos diferenciar cinco períodos na nossa análise e que estão fortemente relacionados com a evolução da economia e do mercado monetário:²²

1. *Framework* inicial (I): 04-01-1999 a 09-03-2004;
2. Alteração do *framework*²³ / período antes da crise (II): 10-03-2004 a 29-06-2007;

²² A divisão apresentada tem por base Saldanha (2016).

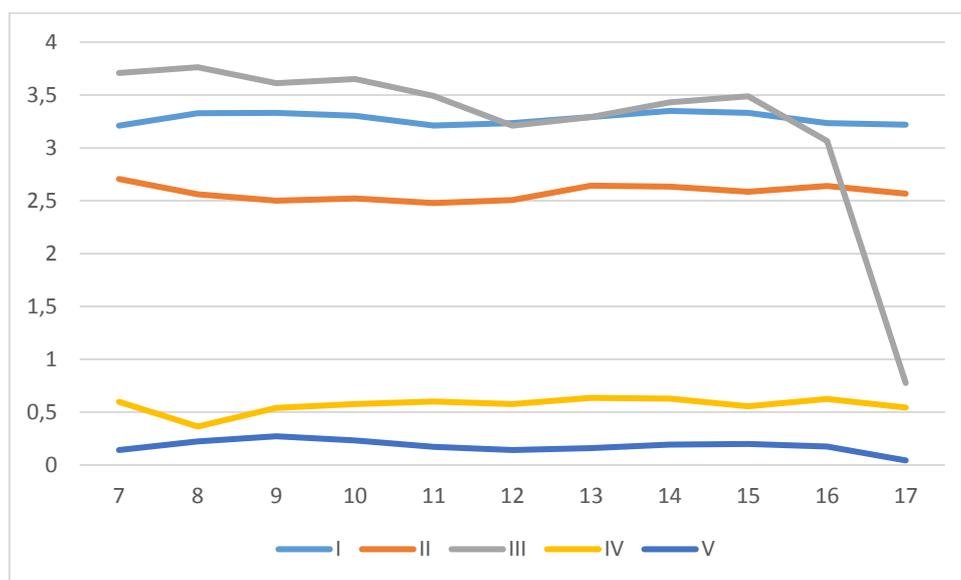
²³ A alteração do quadro da política monetária definiu, entre outras, que o PMR tem sempre início no dia de liquidação de MROs após a reunião do Conselho do BCE e a redução do prazo das MROs de

3. Início da turbulência e início da crise (III): 02-07-2007 a 30-06-2009;
4. Crise da dívida soberana e pedido de assistência português (IV): 01-07-2009 a 31-12-2013;
5. Período pós-crise (V): 02-01-2014 a 28-12-2018.

Na Figura 3 é apresentada a evolução da PT – EONIA ao longo do dia de negócio, para cada período definido anteriormente, entre as 07h00 e as 17h59, conforme hora central europeia. Concluímos, em termos gráficos, que com exceção do período de turbulência e início da crise nos mercados financeiros, a evolução da taxa de juro ao longo do dia de negócio é constante, o que parece indicar a ausência de padrões intradiários no MMI em Portugal que expliquem a evolução da PT - EONIA.

A literatura defende que apenas faz sentido falar em padrões intradiários durante períodos de crise, o que parece ser o caso já que é neste período que se inicia a turbulência. A contribuir para esta ausência de padrões intradiários sobre a taxa de juro *overnight* podem estar as facilidades permanentes do BCE assim como o crédito intradiário fornecido às instituições, sem custos, mediante a garantia em colateral elegível para operações de política monetária pelos respetivos bancos centrais do Eurosistema. Uma justificação, que no nosso entender pode fazer sentido está relacionada com um possível aumento do custo de oportunidade em ter o colateral junto do Banco Central, já que este é um pressuposto verificado em períodos de crise financeira. Perante tal situação, é comumente observável um padrão marcado pela descida das taxas de juro ao longo do dia (Pfister, 2018).

duas para uma semana. O período II inicia-se a 10 de março por ser este o primeiro dia do PMR do novo regime.

Figura 3: *Evolução da PT – EONIA durante o dia de negócio*

Como a principal taxa de referência do Eurosistema permite ao BCE gerir a liquidez no mercado, sinalizar a orientação da política monetária e gerar impactos nas restantes taxas de juro, e no seguimento do que já apontámos anteriormente, definimos a variável explicada desta dissertação como a diferença, em p.b., entre a pt_eonia_t e a mro_t , a qual convencionámos chamar de PT – EONIA *spread* (s_t) e resulta da seguinte equação:

$$s_t = pt_eonia_t - mro_t \quad (1)$$

Após definida a principal variável deste trabalho empírico, calculámos as principais estatísticas descritivas.

Os resultados refletidos no Quadro 1 permitem-nos concluir que as alterações levadas a cabo pelo BCE em 2004 no *framework* da política monetária permitiram reduzir a volatilidade da PT – EONIA *spread* em cerca de 10 p.b., o que traduz um aspeto positivo das alterações ocorridas nessa data (ver nota 23). No entanto, o início da crise financeira ficou marcado pelo aumento da volatilidade do *spread* em cerca de 26 p.b., o que pode indiciar a maior dificuldade do Eurosistema para orientar as taxas de juro de curto-prazo durante este período, como referem Soares e Rodrigues (2011). As medidas de política monetária do BCE (convencionais e não convencionais), desde então, permitiram novamente reduzir a volatilidade.

Com o início da turbulência e mediante a necessidade do BCE levar a cabo as políticas monetárias não convencionais, assistimos a uma inversão no que diz respeito à relação entre as

duas taxas já que a PT – EONIA passou a ser, em termos médios, inferior à taxa MRO em cerca de 10 p.b, contrariamente aos valores positivos registados até então. Constata-se também que a crise financeira provocou um aumento da dispersão das taxas de juro com um considerável aumento da amplitude (máximo – mínimo), situação que parece estar, entretanto, a normalizar.

Quadro 1: *Estatísticas descritivas para a PT – EONIA spread*

S	I	II	III	IV	V
Média	12,76	10,02	-10,33	-40,83	-16,72
Mínimo	-67,58	-39,09	-90,96	-72,36	-39,92
Máximo	112,85	71,93	59,10	77,46	41,83
Desvio Padrão	17,03	6,80	31,95	22,37	17,58
Número de Observações	1352	863	522	1175	1302

Para testar as características distribucionais dos dados, calculámos o nível de curtose e assimetria verificado em cada um destes períodos.

Quadro 2: *Assimetria e Curtose*

S	I	II	III	IV	V
Assimetria	0,99	0,43	-1,02	0,78	0,17
Curtose	13,35	26,95	2,99	3,76	1,68

Tendo por base os resultados do Quadro 2 e o teste Jarque-Bera, rejeitámos a normalidade dos dados da série já que a curtose é superior/inferior à curtose de uma distribuição normal ($K=3$). Com exceção dos períodos de crise (cuja distribuição é platicúrtica - achatada), verificamos que a distribuição empírica diária da PT - EONIA *spread* é leptocúrtica (alongada), o que pode indicar uma maior estabilidade do *spread* durante estes períodos.

Capítulo V – Metodologia

Tal como já foi sendo mencionado ao longo deste trabalho, o MMI pode ser influenciado por inúmeros fatores, que desta forma condicionam a evolução da taxa de juro e as eventuais diferenças para a taxa de referência definida pelo Banco Central, possibilitando aos agentes económicos estabelecerem padrões no que concerne à evolução da taxa de juro que tem de negociar quando recorrem ao mercado.

Este trabalho procura determinar padrões no mercado monetário interbancário relacionados com efeitos de calendário. Para tal definimos dois vetores: C_t e PM_t . Os detalhes relativos a cada uma das variáveis consideradas podem ser encontrados no Anexo A.²⁴

Para tal definimos o modelo base como:

$$s_t = c + \alpha C_t + \beta PM_t + \mu_t \quad (2)$$

onde c é a constante, C_t é o conjunto de variáveis *dummy* que refletem os efeitos de calendário (mês, trimestre, ano e feriados), PM_t é o conjunto de variáveis *dummy* que refletem os efeitos do PMR, μ_t é o erro aleatório e α e β são vetores coluna dos coeficientes.

O objetivo com esta equação é determinar, sobretudo, a existência de um padrão no MMI tendo em conta as variáveis *dummy* consideradas. Ao mesmo tempo conseguiremos determinar se para cada uma delas a PT – EONIA *spread* aumenta ou diminuiu.

Note-se que para este efeito, seja o valor estimado do coeficiente (\hat{J}) de qualquer uma das variáveis *dummy* consideradas estatisticamente significativo tal que:

- $\hat{J} < 0$ Evidencia que nesse dia registou-se, em p.b., uma diminuição da PT – EONIA *spread*;
- $\hat{J} > 0$ Evidencia que nesse dia registou-se, em p.b., um aumento da PT – EONIA *spread*;
- Caso seja estatisticamente igual a zero, $\hat{J} = 0$, evidencia que nesse dia não se registou, em p.b., nem um aumento nem uma diminuição da PT – EONIA *spread*.

²⁴ A escolha das *dummies* tem por base os trabalhos de Soares e Rodrigues (2011) e Heijmans *et al.* (2013).

Tais conclusões permitirão ao mesmo tempo tirar ilações sobre a evolução da PT – EONIA dado o carácter mais estável da principal taxa de referência do Eurosistema.

Com a inclusão de 17 *dummys*, pretendemos confirmar se o sinal apurado vai ao encontro das nossas expectativas, ressaltando no entanto que existe sempre a possibilidade de num período se determinar um sinal de ordem contrária e para o qual, por vezes, não conseguiremos dar uma justificação ou que a mesma variável *dummy* seja estatisticamente significativa somente em alguns períodos.

De uma maneira geral, esperamos que as variáveis relacionados com o fim do mês, trimestre e ano registem um sinal positivo (o que é interpretado como um efeito positivo sobre a PT – EONIA *spread*) enquanto as que estão relacionadas com o início do mês, trimestre e ano registem um sinal negativo. Será também expectável que a variável que representa o dia após e antes de um feriado TARGET apresente um sinal positivo e que, pelo contrário, os dias de feriado em Portugal apresentem sinal negativo já que, nestes dias, é expectável que a procura de base monetária diminua porque os bancos não estão a funcionar na máxima capacidade. Para o PMR, a nossa expectativa inicial é que a variável que representa o primeiro dia apresente um sinal negativo e as restantes apresentem sinal contrário.

Todas as expectativas realçadas anteriormente derivam, essencialmente, das diferentes necessidades de liquidez das instituições nos diferentes dias considerados para fazer face, por exemplo, às necessidades do seu balanço e ao montante total de pagamentos, o que implica invariavelmente diferentes níveis de procura por base monetária (que será maior naqueles dias para os quais esperamos um sinal positivo para o coeficiente, e será menor nos dias com sinal negativo) e condicionando dessa forma a evolução da PT – EONIA *spread*. Parece-nos de facto ser, em termos económicos, num quadro de existência de padrões interdiários, o cenário mais provável.

Aquilo que descrevemos resulta de uma análise efetuada por Silva (2013) ao valor total dos pagamentos interbancários processados e liquidados no TARGET2-PT em determinados dias de negócio. Conclui, para o período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2005, que o primeiro dia do ano impacta negativamente o valor total em 24% e que, por outro lado, o último dia do mês e trimestre impactam positivamente em 6 e 25%, respetivamente. Para além disso, conclui que num dia de feriado em Portugal o valor total cai 41% e que após um feriado

TARGET, o valor aumenta 14%. Estas conclusões, quanto à direção do sinal, aplicam-se também ao período entre janeiro de 2010 e dezembro de 2011.

Pelo que constatámos, para estudar os efeitos interdiários do MMI, a literatura tem recorrido frequentemente aos modelos da família ARCH/GARCH uma vez que estes modelos são adequados para modelizar séries em que a variância condicional é variável, como é o caso em estudo. Mais concretamente, é dada primazia ao GARCH exponencial, também conhecido como modelo EGARCH proposto por Nelson (1991), pelo que à semelhança destes a nossa opção também recaiu sobre este modelo.²⁵

Este modelo surgiu para colmatar algumas das limitações dos modelos ARCH, GARCH e IGARCH, nomeadamente, o facto de não permitirem uma resposta assimétrica a variâncias positivas e negativas da mesma magnitude (Furriel, 2011). Por seu turno, o modelo EGARCH permite que as “boas” e as “más notícias” tenham diferentes impactos na volatilidade futura sem necessidade de qualquer restrição paramétrica. A esta limitação acresce que o modelo GARCH exige muitas restrições nos seus parâmetros de forma a garantir a positividade da variância condicionada. No entanto, o modelo EGARCH apresenta, por vezes, um alto grau de persistência após choques significativos de volatilidade, sobrestimando o impacto dessas observações.

No âmbito de um modelo EGARCH (1,1), a equação definida em (2), aparece definida como:

$$s_t = \mu_t + \sigma_t v_t \quad (3)$$

onde μ_t é a média condicional, σ_t é o desvio padrão condicional e v_t são os choques aleatórios que seguem uma distribuição normal com média zero.

Neste sentido, a equação da média condicional é dada por:

$$\mu_t = c + \alpha C_t + \beta PM_t \quad (4)$$

²⁵ Para que a série temporal pudesse ser processada pelo Eviews, esta não poderia ser omissa em nenhum dos dias de semana, entre 04/01/1999 e 28/12/2018, pelo que para os dias sem observação (ausência de operações) assumimos quer para a PT – EONIA como para a taxa MRO o valor do dia imediatamente anterior. A ausência de operações deve-se à ausência de negócios na componente portuguesa ou à existência de um feriado TARGET durante um dia de semana.

enquanto a variância condicional por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \rho + \phi \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \theta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \lambda [\ln(\sigma_{t-1}^2)] \quad (5)$$

onde ρ é um valor constante, ϕ , θ e λ são os parâmetros da equação da variância, ε_{t-1} é o erro observado no período $t-1$ e σ_{t-1} é o desvio-padrão condicional observado no período $t-1$.

O modelo EGARCH garante uma variância sempre positiva, uma vez que esta é apresentada em logaritmos.

Tendo em conta Marques (2017), o parâmetro θ é referente à assimetria, pelo que:

- $\theta < 0$ As “boas notícias” geram menos volatilidade que as “más notícias”, sendo que um choque negativo aumenta a volatilidade;
- $\theta > 0$ As “más notícias” geram menos volatilidade que as “boas notícias”, sendo que um choque positivo diminui a volatilidade;
- $\theta = 0$ Um choque positivo terá um efeito semelhante na volatilidade das rendibilidades ao de um choque negativo da mesma amplitude, pelo que o modelo é simétrico.

Capítulo VI – Resultados empíricos

Após definida a forma como construímos a base de dados que deu origem à variável s_t e qual a metodologia a aplicar no contexto desta dissertação, iniciámos a nossa análise, utilizando o *software* Eviews 9.0, com o objetivo de testar a validade e robustez do modelo econométrico bem como analisar os resultados obtidos e confirmar se os mesmos estão de acordo com as nossas expectativas iniciais e com o que a literatura refere.

Tal como mencionado, o nosso objetivo é utilizar, se possível, um modelo de heteroscedasticidade condicionada, no caso um EGARCH (1,1). Para que tal seja exequível é necessário que se verifiquem três condições: estacionariedade da série, inexistência de autocorrelação e existência de efeitos ARCH.

O primeiro passo foi analisar a existência de uma raiz unitária como forma de verificar a estacionariedade da nossa série temporal (s_t) com base no teste ADF – Augmented Dickey-Fuller (Dickey e Fuller, 1979) e no teste PP – Phillips-Perron (Phillips-Perron, 1988) cujos resultados são apresentados em anexo (Anexo B). Os resultados obtidos levam-nos a rejeitar a hipótese nula em ambos os testes (H_0 : série não estacionária) para um nível de significância de 5% concluindo-se pela estacionariedade da série. Tivemos ainda a preocupação de aplicar o teste PP – Phillips-Perron a cada um dos períodos individualmente concluindo também, por esta via, pela estacionariedade da série.

Posteriormente, recorreremos à estatística de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) e concluímos que para um nível de significância de 5% que $Q=119917$ e $p\text{-value} < 0,05$ (ver Anexo C), pelo que rejeitámos a hipótese nula de inexistência de autocorrelação entre os valores da série. Para eliminar a autocorrelação, recorreremos a um modelo autorregressivo AR (p) adequado à série em análise. Uma vez que a nossa análise está dividida em cinco períodos, a escolha do modelo adequado foi também dividida em cinco períodos tendo em conta o cronograma dos resíduos para cada um dos períodos estimados (Anexos E.1, F.1, G.1, H.1 e I.1). No Quadro 3 encontra-se o modelo AR (p) adequado a cada período assim como os respetivos anexos, que dizem respeito ao correlograma dos resíduos de cada modelo AR (p) e onde se comprova a eliminação da autocorrelação existente.

Quadro 3: Modelo AR (p) adequado para remoção da autocorrelação serial

Período	AR (p)	Correlograma dos resíduos (anexo)
I	AR (1)	E.2
II	AR (1)	F.2
III	AR (1)	G.2
IV	AR (20)	H.2
V	AR (9)	I.2

Nota: Os lags intermédios não significativos foram eliminados.

A opção por escolher o melhor modelo para cada um dos períodos e não um modelo AR (p) genérico tem subjacente a ideia de que uma das formas de melhorar o grau de ajustamento de um modelo aos dados da série é incluir desfasamentos adicionais no processo AR (p). Com esta divisão por períodos, será escolhido um número de regressores “ótimo” para cada um dos períodos, não tendo este de ser obrigatoriamente igual para cada um deles.

Para confirmar a existência de heteroscedasticidade condicionada na série (presença de efeitos ARCH), recorreremos ao método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) efetuando cinco regressões, uma para cada um dos períodos definidos tendo em conta o modelo AR (p) adequado definido no Quadro 3.

O facto de a série (s_t) apresentar um nível de curtose superior a 3 (Anexo D) pode indiciar a presença de efeitos ARCH na série. Para validar esta afirmação foi feito o teste de heteroscedasticidade ARCH (H_0 : não existem efeitos ARCH na série). Uma vez que se obteve, para cada um dos períodos, um p -value $< 0,05$ rejeitámos H_0 para um nível de significância de 5%, concluindo-se pela existência de efeitos ARCH na série (ver Anexos E.3, F.3, G.3, H.3 e I.3). Também, através do teste ARCH-LM de McLeod-Li (1983), baseado no correlograma do quadrado dos resíduos, concluímos pela presença de efeitos ARCH nos resíduos rejeitando a

hipótese nula já que, para um desfasamento máximo de 36 graus de liberdade, se obteve uma probabilidade nula em todas as linhas e a estatística Q revela-se expressiva para um nível de significância de 5%.

Estamos desta forma prontos a estimar o modelo EGARCH (1,1) já que se verificam as três condições necessárias.

O passo seguinte foi testar a eficiência do modelo para cada um dos períodos de forma a seleccionar o que melhor se ajusta a cada um dos períodos. Para cada período, foram testados dois modelos: AR (p) - EGARCH (1,1) com distribuição normal e AR (p) - EGARCH (1,1) com distribuição *t-student*. O critério de escolha adotado para a escolha do melhor modelo foi o AIC.

No Quadro 4 encontra-se os resultados obtidos.

Quadro 4: *AIC dos modelos estimados*

	I	II	III	IV	V
Normal	6.78102	4.57552	6.91923	7.38664	6.10864
<i>T-student</i>	5.79363	3.62139	6.38245	7.10810	5.00453

De acordo com o critério adotado, escolhe-se o modelo com menor valor. Por esse motivo, para cada um dos períodos escolhemos um modelo AR (p) - EGARCH (1,1) com distribuição *t-student*. Esta função é uma distribuição simétrica, mas com caudas mais largas em relação à distribuição normal, tornando-a mais útil para representar distribuições de dados mais extremos.

Para validar o modelo utilizado, é necessário verificar a independência dos resíduos de estimação através do correlograma dos resíduos (ver Anexos E.4, F.4, G.4, H.4 e I.4) e aplicar o Teste de Heteroscedasticidade para confirmar a inexistência de efeitos ARCH nos resíduos (ver Anexos E.5, F.5, G.5, H.5 e I.5).

No primeiro conjunto de anexos referenciado, para 36 graus de liberdade obteve-se sempre um $p\text{-value} > 0,05$, pelo que, para um nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula (H_0 : resíduos são não correlacionados).

Relativamente aos Testes de Heteroscedasticidade efetuados (segundo conjunto de anexos referenciado), verifica-se que a hipótese nula é rejeitada (H_0 : existem efeitos ARCH) pelo que não existem efeitos ARCH nos resíduos, permitindo concluir que o nosso modelo apresenta boas características.

Depois destes passos, nos quais testamos a eficiência do modelo aplicado a cada um dos períodos da nossa análise, apresentamos, no Quadro 5, os resultados de estimação.

Quadro 5: Regressão do modelo

	I	II	III	IV	V
Equação da média:					
<i>c</i>	0.50***	0.10	-0.18	-1.69***	0.04
<i>AR (1)</i>	0.93***	0.98***	1.00***	0.79***	0.75***
<i>AR (2)</i>	-	-	-	0.08***	0.23***
<i>AR (5)</i>	-	-	-	0.06***	-
<i>AR (7)</i>	-	-	-	-	0.01
<i>AR (9)</i>	-	-	-	0.04***	-
<i>AR (20)</i>	-	-	-	0.01*	-
<i>c₁</i>	0.36	0.24***	0.26	-0.19	0.07
<i>c₂</i>	4.44***	2.05***	7.92***	1.37***	-0.05
<i>c₃</i>	-3.47***	-2.24***	-7.75***	-1.64***	-0.14
<i>c₄</i>	6.72***	2.75***	6.82*	15.47***	0.94**
<i>c₅</i>	-7.07***	-2.82***	-7.74*	-8.80***	-0.10
<i>c₆</i>	-1.14	-0.97*	-0.18	-5.10	-0.06
<i>c₇</i>	8.92***	-0.54	-7.17	17.07***	1.20
<i>c₈</i>	-15.78***	-7.01***	10.51**	12.52***	-2.01**
<i>c₉</i>	5.01***	0.85***	-0.64	6.33***	0.04
<i>c₁₀</i>	-1.93***	0.02	2.00**	-0.26	-0.19
<i>c₁₁</i>	0.36	0.25*	0.06	-3.21***	0.02
<i>pm₁</i>	0.26	4.34***	-1.39*	-5.82***	0.05

pm_2	5.09***	0.96***	5.95***	14.35***	0.03
pm_3	2.95***	0.98***	1.11**	-0.82	-0.09
pm_4	-0.21	0.24*	-0.95	0.50	0.00
pm_5	-0.45**	-0.05	-1.73***	-0.89**	-0.04
pm_6	-0.10	-0.24***	0.24	-0.56	0.02
Equação da variância:					
ρ	1.43***	1.42	0.54	0.01	1.30***
ϕ	7.55	6.21	2.24	0.03*	6.78**
θ	0.12	0.38	-0.38	0.16***	0.86*
λ	0.69***	0.49***	0.81***	0.99***	0.74***
Log likelihood:					
	-3889.60	-1537.63	-1641.82	-4174.73	-3320.95

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Como o nosso objetivo era estabelecer padrões observados no mercado monetário interbancário português analisando, para tal, o comportamento da PT – EONIA *spread*, incluímos variáveis *dummy* relacionadas com efeitos de calendário na equação da média, as quais nos permitiram determinar se um determinado dia influencia a PT – EONIA *spread* e qual o sentido dessa influência.

De seguida serão analisados os resultados relevantes obtidos tanto para a equação da média como para a equação da variância.

Equação da Média

Desde logo conclui-se que no último período o número de variáveis estatisticamente significativas diminui consideravelmente. Assim, com exceção do último dia do trimestre e do primeiro dia do ano, não se verificam efeitos significantes. Os resultados obtidos estão em linha com a conclusão de Quirós e Mendizábal (2003) que referiram que eventuais desvios em relação à hipótese da martingala, isto é, possibilidade de se estabelecerem padrões, diminuem, tendencialmente, à medida que a diferença entre as taxas de referência do Banco Central diminuem. A título de exemplo, atualmente a diferença entre a taxa da facilidade permanente de cedência de liquidez e a taxa da facilidade permanente de depósito é de 65 p.b. contrariamente aos 75 e 100 p.b. registados no final do período anterior. Também Beaupain e Durré (2008) referiram que o comportamento das instituições é diretamente afetado pelas regras

e práticas dos bancos centrais. Dada a política seguida pelo BCE, não parece descabido que estes efeitos tenham-se esfumado dadas as baixas taxas de juro e a facilidade com que as instituições obtêm liquidez junto do BCE a uma taxa de juro, atualmente, igual a 0%. Podemos ainda observar que as políticas não convencionais do BCE foram geradoras de excesso de liquidez no mercado, como referido em Bech e Monnet (2015), o que originou uma redução na necessidade das instituições recorrerem ao mercado, sobretudo em datas específicas com o objetivo de cumprir, por exemplo, rácios de reservas, levando à descida acentuada do volume de negócios e da própria taxa de juro *overnight*. A título de exemplo, Soares e Rodrigues (2011) referem que após a realização das primeiras operações de LTRO's com maturidade de doze meses, o efeito do fim do mês acabou por desaparecer na EONIA *spread*.²⁶ No caso português, o efeito de fim do mês apenas desaparece já durante o último período sujeito a estudo.

Por outro lado, e tendo como base um período mais alargado, existem variáveis para as quais é possível estabelecer um padrão, já que apresentam constantemente variações estatisticamente significativas de sinal igual ao longo do tempo. As mais evidentes são o primeiro e último dia do mês ou trimestre, o dia antes de um feriado TARGET bem como no último dia do período de manutenção de reservas cujos resultados, para além de permitirem estabelecer um padrão, estão de acordo com o expectável tendo em conta a literatura analisada.

No último dia do mês e do trimestre a PT – EONIA *spread* aumenta, o que evidencia uma maior diferença entre a PT – EONIA e a principal taxa de referência do Eurosistema. Os resultados observados estão de acordo com Soares e Rodrigues (2011) que referem que o comportamento das taxas de juro *overnight* está muitas vezes mais dependente das características de funcionamento do mercado monetário do que propriamente da política monetária. As justificações dadas resultam do facto de os bancos aumentarem a procura por reservas nestes períodos de forma a acautelar o aumento de pagamentos bem como as necessidades no que toca à gestão dos balanços. Se no final do mês e trimestre se verifica constantemente um aumento do *spread*, verifica-se que no início do mês e trimestre o *spread* diminui.

Constatámos que existe uma maior diferença do *spread* no início de um trimestre em relação ao início do mês uma vez que os valores obtidos, em p.b., são tendencialmente superiores no início dos trimestres. Tal conclusão é possível alargar ao fim do mês e do trimestre. A contribuir

²⁶ O alargamento da maturidade das LTRO's visava facilitar o refinanciamento das instituições garantido mais estabilidade e tempo para que os bancos reestruturassem os seus balanços.

para este resultado está a necessidade de as instituições financeiras apresentarem contas trimestrais, o que implica que as necessidades relacionadas com o balanço sejam maiores.

Em relação aos valores obtidos para o início e fim do ano, com exceção dos períodos de turbulência e crise financeira, também nos é possível estabelecer o padrão referido anteriormente. Assim sendo, para estes dois dias verifica-se que a PT – EONIA *spread* aumenta no final e diminui no início do ano.

Apurámos que no dia antes de um feriado TARGET o *spread* aumenta, o que pode indiciar uma maior procura por liquidez nestes dias para precaver o aumento expectável de pagamentos nos dias após os feriados. Se a nossa análise se alargar aos feriados em Portugal que não implicam fecho do TARGET2, verificam-se resultados estatisticamente significativos somente no período II e IV, embora contraditórios no que se refere ao impacto positivo ou negativo sobre o *spread* pelo que não nos é possível estabelecer um padrão.

Relativamente aos efeitos do período de manutenção de reservas, verifica-se uma alteração no padrão registado no primeiro dia com o início da turbulência nos mercados financeiros já que se passou a registar uma diminuição do *spread* neste dia após o início da crise. Por outro lado, comprovámos que no final do período de manutenção dá-se um aumento do *spread*, o que indicia a maior procura por liquidez para cumprir as necessidades de reservas junto do banco central, apesar de as instituições nacionais cumprirem as suas reservas sem problemas (Silva, 2013). No entanto, e apesar do claro aumento de liquidez e das medidas de política monetária não convencional durante o terceiro e quarto períodos, é perceptível que tais medidas não conseguiram, pelo menos no caso português, reduzir o *spread* já que este até aumentou durante os períodos de crise (isto sugere que os bancos em Portugal continuavam com dificuldade em obter financiamento durante a crise). A propósito desta conclusão, Soares e Rodrigues (2011) referiram no seu trabalho a maior dificuldade do Eurosistema durante os períodos turbulentos para orientar a EONIA em relação à taxa principal de referência, o que nos parece também aplicável no caso português.

As conclusões referidas acima vão ao encontro do sugerido na literatura. Gaspar *et al.* (2004) referem que à medida que o fim do período de manutenção se aproxima, a procura por liquidez torna-se mais inelástica, o que implica mais atividade e mais volatilidade da taxa de juro. O aumento do *spread* registado no último dia do PMR está em linha com a necessidade de as instituições cumprirem o limite de reservas mínimas imposta pelo respetivo Banco Central. Este

padrão observado induz os bancos com excesso de reservas a adiar os empréstimos no mercado para o último dia do período de manutenção já que as taxas de juro são superiores. Por outro lado, os bancos com necessidades de fundos, mediante este padrão, procuram cumprir as reservas o quanto antes, de forma a evitar os aumentos de taxas verificáveis no último dia.

Importa ainda referir que numa primeira fase incluímos no nosso modelo outras variáveis explicativas que nos pareciam ser influenciadoras da PT – EONIA *spread*. Como análise de robustez incluímos duas variáveis relativas à quantidade e montante transacionados no mercado monetário interbancário sem garantia português, mas ambas as variáveis revelaram-se consecutivamente estatisticamente insignificantes pelo que não as incluímos no modelo final.

Equação da Variância

Contrariamente aos restantes parâmetros estimados, apenas o parâmetro λ é estatisticamente significativo em todos os períodos. Os resultados obtidos mostram que o parâmetro θ (permite a existência de efeitos assimétricos) é positivo e estatisticamente significativo nos dois últimos períodos evidenciando que as “más notícias” geram menos volatilidade que as “boas notícias”, sendo que um choque positivo diminui a volatilidade, acabando por ser contraditório com aquilo que a teoria refere: as “más notícias” têm maior impacto na volatilidade do que as “boas notícias”. Do nosso ponto de vista, uma possível explicação para os valores obtidos pode estar relacionada com o facto de as “más notícias” estarem associadas à continuidade de baixas taxas de juro e de uma política monetária não convencional.

Relativamente à volatilidade, tal como a literatura refere, constata-se que esta era mais persistente no primeiro período quando comparada com o segundo, mostrando que a alteração do *framework* da política monetária conseguiu reduzir a persistência da volatilidade no mercado. Contudo, o início da turbulência e a consequente crise voltou a ser um ponto de viragem. Recentemente, verifica-se que a PT – EONIA é menos afetada pela volatilidade do dia anterior. Heijmans *et al.* (2013) referem que durante o terceiro e quarto período, marcados pela turbulência e crise, o BCE viu reduzida a sua capacidade para influenciar o mercado e a consequente volatilidade do mesmo.

Análise de Robustez

De forma a testar a robustez dos resultados apresentados no Quadro 5, decidimos fazer pequenas alterações com significado na metodologia inicial de forma a perceber se os resultados

se mantêm. Os resultados podem ser encontrados no Anexo J (onde as colunas, identificadas de 1 a 4, tem por base a numeração a seguir apresentada).

Assim, em relação à metodologia inicial procedemos às seguintes alterações:

- 1) Variável explicada:** para o primeiro período (de 04-01-1999 a 09-03-2004), assumimos a variação da PT – EONIA *spread* em vez da PT – EONIA *spread*, uma vez que alguns trabalhos usam a variação da taxa EONIA.

Concluimos, tal como anteriormente, que existe uma um impacto positivo na variação do PT – EONIA *spread* no último dia do mês (0.39 p.b.), no último dia do trimestre (0.28 p.b.) e no último dia do ano (0.46 p.b.). Por outro lado, no primeiro dia do mês, trimestre e ano verificou-se um impacto negativo da variação do PT – EONIA *spread* (0.27, 0.21 e 0.23 p.b., respetivamente). Contrariamente aos resultados acima, não se verificaram resultados estatisticamente significativos para os dias antes e após um feriado TARGET bem como no último dia do período de manutenção de reservas.

- 2) Identificação das operações:** para o quinto período (de 02-01-2014 a 28-12-2018), a partir de 16 de março de 2016, delimitámos o intervalo plausível para a variação da PT – EONIA por um limite inferior igual ao mínimo entre a EONIA menos 100 p.b. e a taxa da facilidade permanente de depósito *overnight* e um limite superior igual ao máximo entre a EONIA mais 100 p.b. e a taxa da facilidade permanente de cedência de liquidez *overnight*, à semelhança do que estava a ser feito até então noutros estudos (em cima fizemos o limite máximo igual a zero).

Com base nesta abordagem, concluimos que no último período o número de variáveis estatisticamente significativas é igualmente bastante reduzido. Seria possível concluir que, no último dia do mês, do ano e no primeiro dia do PMR, a PT – EONIA *spread* aumenta.

- 3) Definição dos períodos:** decidimos alterar um dos períodos sujeito a estudo. Assim, alargámos o horizonte do terceiro período (de 30/06/2009 para 31/12/2010).

Mais uma vez se conclui que os resultados não sofrem alterações no que diz respeito à variação do sinal e significância dos vários efeitos de calendário tendo em conta os resultados obtidos para o terceiro período definido inicialmente (de 02-07-2007 a 30-06-2009).

- 4) Utilização do modelo GARCH:** parece-nos razoável recorrer ao modelo GARCH, sobretudo quando não há assimetria, de forma a testar se os resultados são dependentes do modelo escolhido. Por esse motivo, procedemos novamente ao cálculo, desta vez com base num modelo GARCH (1,1), para o segundo período (de 10-03-2004 a 29-06-2007).

Utilizando um modelo GARCH, concluiríamos que nos últimos dias do período de manutenção, a PT – EONIA *spread* diminui, o que é contrário aos resultados obtidos no Quadro 5. Para as restantes variáveis seriam tomadas exatamente as mesmas conclusões.

Com base nos testes de robustez efetuados, pensamos que o modelo apresentado é robusto e que as principais conclusões de que há efeitos de calendário não são postas em causa pelas alterações introduzidas em relação à metodologia proposta por este trabalho.

Capítulo VII – Conclusão

O presente trabalho analisou a influência dos efeitos de calendário na PT – EONIA *spread* para um total de cinco períodos, compreendidos entre 04 de janeiro de 1999 e 28 de dezembro de 2018.

Ao contrário dos dados para a taxa de juro definida pelo Eurosistema para as operações principais de refinanciamento, não existem dados disponíveis para a PT – EONIA pelo que foi necessário recorrer ao método proposto inicialmente por Furfine (1999,2001) como forma de determinar, com base em dados fornecidos pelo Banco de Portugal, quais as operações interbancárias liquidadas no TARGET2-PT relacionadas com transações do mercado monetário interbancário sem garantia e consequentemente a taxa de juro média ponderada das transações, o que nos permitiu definir a PT – EONIA *spread*.

Após verificação da estacionariedade da série, inexistência de autocorrelação e presença de efeitos ARCH, recorremos a um modelo AR (p) - EGARCH ($1,1$) com distribuição *t-student* onde a única diferença entre os diferentes períodos considerados foi o número de *lags* (p). Para validar a adequação do modelo utilizado e, por conseguinte, dos resultados, foram considerados o cronograma e o teste ARCH-LM aos resíduos.

Os resultados, em linha com os obtidos por Heijmans (2013), levaram-nos a concluir que atualmente (isto é, no último período analisado) poucos dos efeitos considerados têm influência estatisticamente significativa sobre a PT – EONIA *spread*, evidenciado assim a ausência de padrões no mercado interbancário relacionados com o calendário. Concluímos que somente o último dia do trimestre e o primeiro dia do ano são estatisticamente significativos e que por isso, permitem-nos estabelecer um padrão. No último dia do trimestre a PT – EONIA *spread* aumentou cerca de 0,9 p.b e no primeiro dia do ano diminuiu 2 p.b.

Quer o aumento ou diminuição da PT – EONIA *spread* são reveladores das variações na PT – EONIA e da principal taxa de referência do Eurosistema. Contudo, dado o carácter estável das taxas definidas pelo Eurosistema, podemos extrapolar as conclusões obtidas relativamente à evolução da PT – EONIA *spread* para a evolução da PT – EONIA, que tendencialmente gira em torno da taxa de juro definida pelo Eurosistema para as operações principais de refinanciamento.

Quando a análise é alargada aos restantes períodos, acabámos por obter conclusões que vão de encontro ao que a literatura refere, sendo inclusivamente possível estabelecer padrões concretos. Assim, concluímos que de facto existia influência tanto do primeiro como do último dia do mês, do trimestre e do ano. Nestes dias, e com exceção do primeiro e último dia de negócio do ano durante os períodos marcados pela turbulência e crise nos mercados financeiros, PT – EONIA *spread* também registou uma diminuição no primeiro dia e um aumento no último. Percebemos ainda que o efeito do fim e princípio do ano sobre a PT – EONIA *spread* é superior aos outros dois já que os valores estimados foram constantemente maiores, tanto na perspetiva de diminuição como de aumento do *spread*. Este fator pode estar, na nossa opinião, diretamente ligado à maior/menor necessidade de liquidez das instituições financeiras relacionadas com requisitos de balanço no que à apresentação de resultados diz respeito. Outra das conclusões resulta do facto de se observar, para estes dias, que é no segundo período²⁷ que se registam os menores aumentos e diminuições da PT – EONIA *spread* e é durante os terceiro²⁸ e quarto período²⁹ que se registam os maiores aumentos e diminuições, o que nos parece ser revelador da maior dificuldade do BCE em controlar as taxas de juro dos mercados monetários após o início de períodos de turbulência. Se tomarmos a existência de efeitos de calendário como indicador de ineficiência, os resultados também indicam que a ineficiência do mercado aumentou nos períodos de crise.

Relativamente à influência que o efeito feriado possa ter na evolução da PT – EONIA *spread*, apenas nos parece plausível estabelecer um padrão respeitante ao dia antes de um feriado TARGET, querendo isto dizer que não nos foi possível estabelecer qualquer padrão para o dia após um feriado TARGET ou até mesmo para os dias de feriado portugueses em que o TARGET2 se encontra operacional. Assim, apurámos que no dia antes de um feriado TARGET, a PT – EONIA *spread* aumentou.

Durante o período de manutenção de reservas, ficou perceptível que o último dia é marcado por um aumento do *spread*, não nos sendo possível, no entanto, estabelecer um claro padrão para o primeiro dia. Se antes da turbulência se verificava um aumento do *spread*, após esta passou-se a registar uma diminuição, o que nos parece mais plausível uma vez que as instituições

²⁷ De 10-03-2004 a 29-06-2007.

²⁸ De 02-07-2007 a 30-06-2009.

²⁹ De 01-07-2009 a 31-12-2013.

apenas são obrigadas a cumprir reservas junto dos respetivos bancos centrais nacionais numa base média diária, não tendo por isso uma grande necessidade de recorrer ao mercado neste dia.

Tendo em conta a revisão de literatura, concluímos que a hipótese da martingala não se verifica em nenhum dos períodos, já que existe previsibilidade da taxa de juro, o que permite às instituições financeiras que pretendam recorrer a este mercado explorar diferentes opções consoante a sua condição de participante no mercado e desta forma minimizar eventuais custos de oportunidade.

Este trabalho apresenta limitações, desde logo, no que toca à forma como a base de dados foi construída, já que esta está dependente da precisão de um algoritmo que pode, por vezes, identificar um conjunto de operações erradamente ou, por outro lado, não identificar um conjunto de operações que realmente dizem respeito a transações do MMI, influenciado dessa forma a taxa de juro média ponderada das transações. Mediante a impossibilidade de validar o algoritmo usado, já que não dispomos de informação sobre as transações reais, resta-nos ter por base os testes efetuados à validade deste tipo de algoritmos por trabalhos que se debruçaram sobre sistemas de pagamentos onde é possível saber, *à priori*, se a operação diz ou não respeito ao MMI.

Para terminar, propomos que em futuros trabalhos de investigação se procurem estudar dinâmicas do mercado monetário interbancário, com detalhe para a componente intradiária, nomeadamente se existe ou existiu, em algum momento do tempo, uma taxa de juro intradiária apesar das facilidades disponibilizadas pelos bancos centrais ao longo do dia, em particular a concessão de crédito intradiário.

Bibliografia

- Allen, Franklin, Xian Gu e Oskar Kowalewski (2018), “The Interbank Market Puzzle”, *IESEG School of Management, Working Paper Series 2018-ACF-02*.
- Arciero, Luca, Ronald Heijmans, Richard Heuver, Marco Massarenti, Cristina Picillo e Francesco Vacirca (2016), “How to Measure the Unsecured Money Market: The Eurosystem’s Implementation and Validation Using TARGET2 Data”, *International Journal of Central Banking*, Vol 12 (1), pp. 247-280.
- Bai, Ye, Christopher Green, Victor Murinde, Kethi Ngoka, Isaya Maana e Samuel Tiriongo (2016), “Overnight interbank markets and the determination of the interbank rate: A selective survey”, *International Review of Financial Analysis*, Vol 44, pp. 149-161.
- Banco de Portugal (2012), *Relatório dos Sistemas de Pagamentos 2011*, Lisboa, Banco de Portugal.
- Banco de Portugal (2015), “Instrução n.º 3/2015 - Implementação da política monetária do Eurosistema”, BO n.º 5/2015.
- Banco de Portugal (2016), *Relatório dos Sistemas de Pagamentos 2015*, Lisboa, Banco de Portugal.
- Barucci, E., C. Impenna e R. Renò (2003), “The Italian overnight market: microstructure effects, the martingale hypothesis and the payment system”, *CEIS Tor Vergata, Research Paper Series No. 24*.
- BCE (2009), *Relatório annual 2008*, Frankfurt am Main, European Central Bank.
- BCE (2010), *Relatório annual 2009*, Frankfurt am Main, European Central Bank.
- Bech, Morten e Cyril Monnet (2015), “A search-based model of the interbank money market and monetary policy implementation”, *Bank for International Settlements, BIS Working Papers 529*.
- Beirne, John (2012), “The EONIA spread before and during the crisis of 2007–2009: The role of liquidity and credit risk”, *Journal of International Money and Finance*, volume 31, pp. 534-551.
- Beupain, Renaud e Alain Durré (2008), “The interday and intraday patterns of the overnight market: evidence from an electronic platform”, *European Central Bank, Working Paper Series 988*.
- Blake, David (2018), “Target2: The silent bailout system that keeps the Euro afloat”, *University of London*.
- Buschmann, Christian e Holger Westermann (2018), “Managing Intraday Liquidity”, *The Certificate of Bank Treasury Risk Management*.
- Costa, Raquel (2014), *As operações transnacionais do sistema TARGET2-Portugal: Fluxos e principais evidências usando um modelo gravitacional*, Dissertação de Mestrado em Economia Monetária e Financeira, Lisboa, ISCTE.
- Dickey, David A. e Wayne A. Fuller (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol 74 (366), pp. 427-431.
- ECB (2009), *TARGET Annual Report 2008*, Frankfurt am Main, European Central Bank.
- ECB (2016), *TARGET Annual Report 2015*, Frankfurt am Main, European Central Bank.

- ECB (2017) “First ECB public consultation on developing a euro unsecured overnight interest rate”, *European Central Bank, 2017*.
- ECB (2018), *TARGET Annual Report 2017*, Frankfurt am Main, European Central Bank.
- ECB (2019), *TARGET Annual Report 2018*, Frankfurt am Main, European Central Bank.
- Esteves, Paulo e Paulo Rodrigues (2010), “Calendar effects in daily ATM withdrawals”, *Banco de Portugal, Working Paper*.
- Falagiarda, Matteo e Stefan Reitz (2015), “Announcements of ECB unconventional programs: Implications for the sovereign spreads of stressed euro area countries”, *Journal of International Money and Finance*, Vol 53, pp. 276-295.
- Farinha, Luísa e Vítor Gaspar (2008), “Portuguese Banks in the Euro Area Market for Daily Funds”, *European Central Bank, Working Paper 985*.
- Furfine, Craig H. (1999), “The Microstructure of the Federal Funds Market”, *Financial Markets, Institutions and Instruments*, Vol 8 (5), pp. 24-44.
- Furfine, Craig H. (2001), “Banks as monitors of other banks: Evidence from the overnight federal funds market”, *Journal of Business*, Vol 74 (1), pp. 33-57.
- Furriel, Ana Margarida (2011), *Modelos Heterocedásticos-ARCH e GARCH*, Dissertação de Mestrado em Métodos Quantitativos para Economia e Gestão, Porto, FEP.
- Gaspar, Vítor, Gabriel Pérez Quirós e Hugo Rodríguez Mendizábal (2004), “Interest rate determination in the interbank market”, *European Central Bank, Working Paper Series 351*.
- Hamilton, James D. (1996), “The Daily Market for Federal Funds”, *Journal of Political Economy*, Vol 104, pp 26-56.
- Heijmans, Ronald, Lola Hernández e Richard Heuver (2013), “Determinants of the rate of the Dutch unsecured overnight money market”, *Netherlands Central Bank, DNB Working Papers 374*.
- Heijmans, Ronald, Richard Heuver e Daniëlle Walraven (2010), “Monitoring the Unsecured Interbank Money Market Using TARGET2 Data”, *Netherlands Central Bank, DNB Working Paper 276*.
- Leão, Emanuel Reis, Pedro Reis Leão e Sérgio Chilra Lagoa (2009), *Política Monetária e Mercados Financeiros*, Lisboa, Edição Sílabo.
- Linzert, Tobias e Sandra Schmidt (2008), “What Explains the Rise in the EONIA Spread?”, *European Central Bank, Working Paper 983*.
- Ljung, Greta M. e George E. P. Box (1978), “On a measure of lack of fit in time series models”, *Biometrika*. Vol 65 (2), pp. 297-303.
- Marques, Marta (2017), *Aplicação dos modelos GARCH, EGARCH e TGARCH no DAX-30*, Dissertação de Mestrado Contabilidade e Análise Financeira, Lisboa, ISCAL.
- McLeod, Allan I. e William K. Li (1983), “Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations”, *Journal of Time Series Analysis*, Vol 4 (4), pp. 269-273.
- Murta, Fátima Sol (2007), “The Money Market Daily Session: An UHF-GARCH model applied to the Portuguese case before and after the introduction of the minimum reserve system of the single monetary policy”, *Brussels Economic Review – Cahiers Economiques de Bruxelles*, Vol 50 (3).

- Nautz, Dieter e Christian Offermanns (2008), "Volatility transmission in the European money market" *The North American Journal of Economics and Finance*, volume 19(1), pp. 23-39.
- Nelson, Daniel B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Vol 59(2), pp. 347-370.
- Pfister, Christian (2018), "(Real-) Time Is Money", *Banque de France*, Working Paper.
- Phillips, Peter C. B. e Pierre Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol 75 (2), pp. 335-346.
- Prati, Alessandro, Leonardo Bartolini e Giuseppe Bertola (2003), "The Overnight Interbank Market: Evidence from the G-7 and the Euro Zone", *Journal of Banking and Finance*, Vol 27, pp. 2045-2083.
- Quirós, Gabriel Pérez e Hugo Rodríguez Mendizábal (2003), "The Daily Market for Funds in Europe: Has Something Changed with the EMU?", *Banco de España*, Working Paper 313.
- Rainone, Edoardo e Francesco Vacirca (2016), "Estimating the money market microstructure with negative and zero interest rates", *Banca D'Italia*, Working Paper 1059.
- Saldanha, Sofia e Carla Soares (2015), "The Portuguese money market throughout the crisis. What was the impact of ECB liquidity provision?" *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies*, Banco de Portugal.
- Saldanha, Sofia (2016), "The unsecured interbank money market: a description of the Portuguese case", *Banco de Portugal*, Working Paper 15/2016.
- Silva, Vânia (2013), *Interbank payment flows in Portugal: an empirical analysis*, Dissertação de Mestrado em Finanças, Lisboa, ISCTE.
- Soares, Carla e Paulo Rodrigues (2011), "Determinants of the EONIA Spread and the Financial Crisis", *Banco de Portugal*, Working Paper 12.
- Tölö, Eero, Esa Jokivuolle e Matti Virén (2015), "Do banks' overnight borrowing rates lead their CDS Price? Evidence from the Eurosystem", *European Central Bank*, Working Paper 1809.
- Wiemers, Jürgen e Ulrike Neyer (2003), "Why do we have an interbank money market?", *Halle Institute for Economic Research (IWH)*, IWH Discussion Papers 182.
- Würtz, Flemming (2003), "A Comprehensive Model on the Euro Overnight Rate", *European Central Bank*, Working Paper 207.

Anexos

Anexo A: Descrição das variáveis utilizadas na análise de regressão

C_t	<p>c_1 - Variável dummy igual a um se faltar um dia para o final do mês;</p> <p>c_2 – Variável dummy igual a um no último dia do mês;</p> <p>c_3 - Variável <i>dummy</i> igual a um no início do mês;</p> <p>c_4 - Variável <i>dummy</i> igual a um no final do trimestre;</p> <p>c_5 - Variável <i>dummy</i> igual a um no início dos trimestre;</p> <p>c_6 - Variável <i>dummy</i> igual a um se faltar um dia para o final do ano;</p> <p>c_7 - Variável <i>dummy</i> igual a um no final do ano;</p> <p>c_8 - Variável <i>dummy</i> igual a um no início do ano;</p> <p>c_9 - Variável <i>dummy</i> igual a um no dia antes de um feriado TARGET;</p> <p>c_{10} - Variável <i>dummy</i> igual a um no dia após um feriado TARGET;</p> <p>c_{11} - Variável <i>dummy</i> igual a um se for feriado em Portugal.</p>
PM_t	<p>pm_1 - Variável dummy igual a um no primeiro dia do período de manutenção;</p> <p>pm_2 - Variável dummy igual a um no último dia do período de manutenção;</p> <p>pm_3 - Variável dummy igual a um se faltarem dois dias para o fim do período de manutenção;</p> <p>pm_4 - Variável dummy igual a um se faltarem três dias para o fim do período de manutenção;</p> <p>pm_5 - Variável dummy igual a um se faltarem quatro dias para o fim do período de manutenção;</p> <p>pm_6 - Variável dummy igual a um se faltarem cinco dias para o fim do período de manutenção.</p>

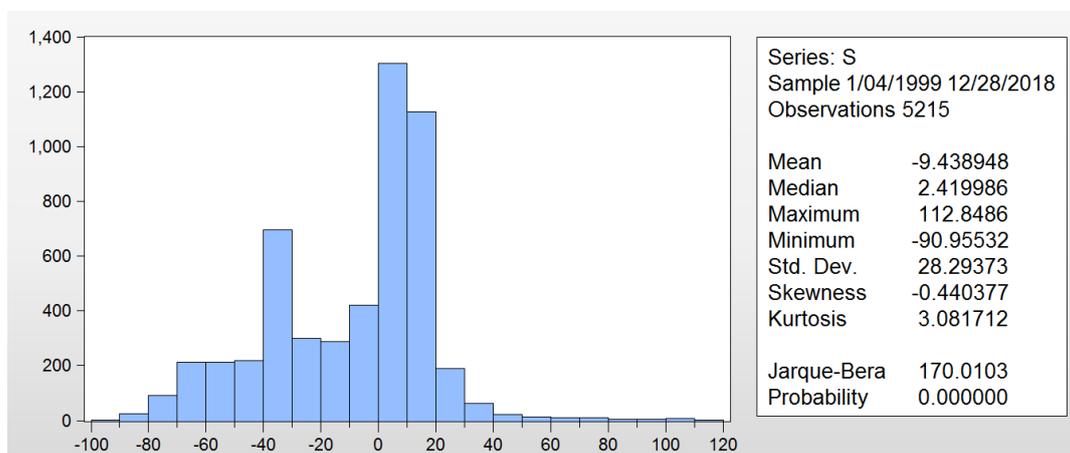
Anexo B: Teste ADF e PP

Série	Teste	Nível de significância	<i>P-value</i>	Aceita/Rejeita H0	Tipo de série	
s	ADF	T_c	0,05	0,0221	Rejeita	Estacionária
		T_{ct}	0,05	0,0101	Rejeita	Estacionária
	PP	T_c	0,05	0,0000	Rejeita	Estacionária
		T_{ct}	0,05	0,0000	Rejeita	Estacionária

Anexo C: Correlograma dos resíduos da série S_t

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.930	0.930	4512.2	0.000
		2	0.887	0.166	8620.1	0.000
		3	0.858	0.119	12464.	0.000
		4	0.838	0.103	16129.	0.000
		5	0.826	0.111	19695.	0.000
		6	0.817	0.077	23178.	0.000
		7	0.810	0.080	26608.	0.000
		8	0.806	0.071	29998.	0.000
		9	0.804	0.082	33376.	0.000
		10	0.800	0.041	36717.	0.000
		11	0.795	0.044	40023.	0.000
		12	0.791	0.042	43295.	0.000
		13	0.792	0.074	46574.	0.000
		14	0.793	0.058	49862.	0.000
		15	0.791	0.031	53138.	0.000
		16	0.788	0.026	56390.	0.000
		17	0.787	0.045	59633.	0.000
		18	0.789	0.062	62894.	0.000
		19	0.792	0.052	66175.	0.000
		20	0.796	0.070	69497.	0.000
		21	0.796	0.025	72819.	0.000
		22	0.791	-0.008	76097.	0.000
		23	0.783	-0.018	79308.	0.000
		24	0.778	0.024	82483.	0.000
		25	0.778	0.038	85653.	0.000
		26	0.773	-0.011	88785.	0.000
		27	0.772	0.029	91910.	0.000
		28	0.771	0.016	95027.	0.000
		29	0.772	0.031	98151.	0.000
		30	0.771	0.009	101267	0.000
		31	0.769	0.017	104373	0.000
		32	0.766	-0.001	107453	0.000
		33	0.767	0.038	110540	0.000
		34	0.770	0.038	113654	0.000
		35	0.772	0.024	116783	0.000
		36	0.772	0.019	119917	0.000

Anexo D: Histograma da série S_t



Anexo E: Período I

Anexo E.1: Correlograma dos resíduos do modelo

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.699	0.699	661.70	0.000
		2	0.482	-0.013	976.40	0.000
		3	0.346	0.027	1138.5	0.000
		4	0.262	0.027	1231.8	0.000
		5	0.213	0.031	1293.7	0.000
		6	0.169	-0.002	1332.4	0.000
		7	0.141	0.020	1359.4	0.000
		8	0.102	-0.026	1373.5	0.000
		9	0.071	-0.004	1380.5	0.000
		10	0.053	0.003	1384.3	0.000
		11	0.046	0.013	1387.2	0.000
		12	0.047	0.014	1390.3	0.000
		13	0.081	0.074	1399.1	0.000
		14	0.104	0.028	1413.9	0.000
		15	0.106	0.004	1429.3	0.000
		16	0.085	-0.023	1439.1	0.000
		17	0.085	0.036	1449.1	0.000
		18	0.087	0.010	1459.4	0.000
		19	0.108	0.054	1475.5	0.000
		20	0.132	0.040	1499.3	0.000
		21	0.155	0.049	1532.4	0.000
		22	0.130	-0.044	1555.5	0.000
		23	0.104	0.003	1570.4	0.000
		24	0.098	0.025	1583.8	0.000
		25	0.094	0.011	1595.9	0.000
		26	0.087	-0.001	1606.4	0.000
		27	0.085	0.014	1616.3	0.000
		28	0.078	-0.004	1624.6	0.000
		29	0.068	0.006	1631.1	0.000
		30	0.067	0.019	1637.3	0.000
		31	0.055	-0.011	1641.5	0.000
		32	0.057	0.019	1646.0	0.000
		33	0.069	0.026	1652.5	0.000
		34	0.095	0.040	1665.2	0.000
		35	0.125	0.046	1687.0	0.000
		36	0.130	0.006	1710.5	0.000

Anexo E.2: Correlograma dos resíduos do modelo AR (1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.033	0.033	1.4302	0.232
		2	-0.058	-0.059	5.9966	0.050
		3	-0.027	-0.023	7.0033	0.072
		4	-0.025	-0.027	7.8727	0.096
		5	0.013	0.012	8.1032	0.151
		6	0.028	0.024	9.1888	0.163
		7	0.017	0.016	9.5975	0.213
		8	0.001	0.003	9.5991	0.294
		9	-0.007	-0.004	9.6728	0.378
		10	-0.008	-0.006	9.7667	0.461
		11	-0.011	-0.010	9.9173	0.538
		12	-0.038	-0.039	11.870	0.456
		13	0.041	0.041	14.111	0.366
		14	0.046	0.038	16.987	0.257
		15	0.023	0.023	17.690	0.279
		16	0.020	0.025	18.250	0.309
		17	-0.006	0.000	18.307	0.370
		18	-0.015	-0.008	18.604	0.417
		19	0.014	0.015	18.890	0.464
		20	0.011	0.006	19.060	0.518
		21	0.094	0.092	31.211	0.070
		22	0.021	0.015	31.815	0.081
		23	-0.021	-0.010	32.437	0.091
		24	0.017	0.026	32.850	0.107
		25	0.023	0.029	33.564	0.118
		26	0.014	0.014	33.823	0.140
		27	0.014	0.010	34.105	0.163
		28	-0.004	-0.006	34.126	0.197
		29	0.029	0.030	35.301	0.195
		30	0.025	0.022	36.186	0.202
		31	-0.010	-0.007	36.319	0.235
		32	-0.011	-0.007	36.481	0.268
		33	-0.016	-0.009	36.819	0.296
		34	0.016	0.010	37.183	0.325
		35	0.048	0.034	40.369	0.245
		36	0.022	0.017	41.041	0.259

Anexo E.3: Teste de Heteroscedasticidade

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	160.9078	Prob. F(1,1348)	0.0000
Obs*R-squared	143.9621	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Anexo E.4: Correlograma dos resíduos do modelo AR (1) – EGARCH (1,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.037	0.037	1.8092	0.179
		2	-0.029	-0.031	2.9648	0.227
		3	-0.048	-0.046	6.0461	0.109
		4	-0.069	-0.066	12.426	0.014
		5	0.004	0.006	12.450	0.029
		6	0.032	0.026	13.857	0.031
		7	-0.005	-0.013	13.894	0.053
		8	0.002	-0.000	13.898	0.084
		9	-0.016	-0.013	14.226	0.115
		10	0.021	0.025	14.831	0.138
		11	-0.013	-0.017	15.052	0.180
		12	-0.007	-0.007	15.122	0.235
		13	0.011	0.011	15.288	0.290
		14	0.047	0.048	18.246	0.196
		15	-0.008	-0.013	18.339	0.245
		16	0.008	0.010	18.429	0.299
		17	-0.027	-0.021	19.400	0.306
		18	-0.021	-0.013	19.990	0.333
		19	0.052	0.052	23.741	0.206
		20	0.023	0.014	24.478	0.222
		21	0.077	0.077	32.537	0.052
		22	0.018	0.016	32.985	0.062
		23	-0.030	-0.016	34.247	0.062
		24	-0.008	0.002	34.329	0.079
		25	-0.018	-0.009	34.794	0.092
		26	-0.003	-0.004	34.808	0.116
		27	-0.024	-0.033	35.614	0.124
		28	-0.021	-0.021	36.235	0.137
		29	0.005	0.002	36.268	0.166
		30	-0.007	-0.010	36.335	0.197
		31	0.007	0.003	36.401	0.232
		32	-0.011	-0.014	36.579	0.264
		33	0.001	0.001	36.582	0.306
		34	0.002	-0.002	36.587	0.350
		35	0.019	0.010	37.084	0.373
		36	0.027	0.026	38.080	0.375

Anexo E.5: Teste de Heteroscedasticidade aplicado à série dos resíduos

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.957072	Prob. F(1,1348)	0.3281
Obs*R-squared	0.957812	Prob. Chi-Square(1)	0.3277

Anexo F: Período II

Anexo F.1: Correlograma dos resíduos do modelo

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.431	0.431	160.53	0.000
		2	0.225	0.048	204.33	0.000
		3	0.170	0.070	229.34	0.000
		4	0.119	0.019	241.67	0.000
		5	0.085	0.014	247.97	0.000
		6	0.073	0.020	252.56	0.000
		7	0.063	0.015	256.01	0.000
		8	0.066	0.027	259.84	0.000
		9	0.063	0.018	263.32	0.000
		10	0.069	0.028	267.48	0.000
		11	0.061	0.011	270.72	0.000
		12	0.067	0.027	274.64	0.000
		13	0.060	0.011	277.84	0.000
		14	0.074	0.036	282.64	0.000
		15	0.079	0.026	288.08	0.000
		16	0.079	0.025	293.62	0.000
		17	0.112	0.063	304.65	0.000
		18	0.160	0.091	327.35	0.000
		19	0.126	0.006	341.34	0.000
		20	0.057	-0.044	344.22	0.000
		21	0.102	0.072	353.48	0.000
		22	0.096	0.013	361.59	0.000
		23	0.052	-0.021	364.03	0.000
		24	0.097	0.068	372.36	0.000
		25	0.121	0.050	385.48	0.000
		26	0.082	-0.015	391.47	0.000
		27	0.081	0.020	397.30	0.000
		28	0.070	0.002	401.69	0.000
		29	0.069	0.015	405.98	0.000
		30	0.073	0.018	410.73	0.000
		31	0.061	0.000	414.12	0.000
		32	0.052	-0.001	416.56	0.000
		33	0.071	0.028	421.11	0.000
		34	0.082	0.026	427.22	0.000
		35	0.089	0.020	434.43	0.000
		36	0.106	0.030	444.53	0.000

Anexo F.2: Correlograma dos resíduos do modelo AR (1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.018	-0.018	0.2778	0.598
		2	0.013	0.013	0.4251	0.809
		3	-0.023	-0.023	0.8940	0.827
		4	0.003	0.002	0.9020	0.924
		5	0.011	0.012	1.0132	0.961
		6	0.013	0.013	1.1660	0.979
		7	0.008	0.008	1.2190	0.990
		8	0.017	0.018	1.4860	0.993
		9	0.016	0.017	1.7113	0.995
		10	0.023	0.024	2.1831	0.995
		11	0.011	0.012	2.2920	0.997
		12	0.027	0.028	2.9543	0.996
		13	0.007	0.008	2.9988	0.998
		14	0.022	0.021	3.4320	0.998
		15	0.017	0.018	3.6971	0.999
		16	0.009	0.009	3.7766	0.999
		17	0.027	0.026	4.3980	0.999
		18	0.104	0.104	13.947	0.733
		19	0.064	0.067	17.529	0.554
		20	-0.051	-0.052	19.817	0.469
		21	0.053	0.054	22.349	0.380
		22	0.041	0.047	23.872	0.354
		23	-0.024	-0.031	24.371	0.384
		24	0.039	0.034	25.695	0.369
		25	0.077	0.081	31.008	0.189
		26	0.010	0.005	31.106	0.224
		27	0.025	0.017	31.662	0.245
		28	0.014	0.015	31.842	0.281
		29	0.019	0.013	32.161	0.313
		30	0.030	0.022	32.962	0.324
		31	0.012	0.006	33.099	0.365
		32	0.002	-0.004	33.102	0.413
		33	0.022	0.012	33.528	0.442
		34	0.025	0.019	34.104	0.463
		35	0.026	0.017	34.716	0.482
		36	0.039	0.020	36.089	0.464

Anexo F.3: Teste de Heteroscedasticidade

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	91.10452	Prob. F(1,860)	0.0000
Obs*R-squared	82.56937	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Anexo F.4: Correlograma dos resíduos do modelo AR (1) – EGARCH (1,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.061	0.061	3.2288	0.072
		2	-0.033	-0.037	4.1769	0.124
		3	0.007	0.011	4.2143	0.239
		4	0.006	0.004	4.2464	0.374
		5	-0.008	-0.008	4.2984	0.507
		6	-0.021	-0.020	4.6770	0.586
		7	-0.009	-0.007	4.7538	0.690
		8	-0.026	-0.027	5.3507	0.720
		9	-0.035	-0.032	6.4434	0.695
		10	-0.039	-0.036	7.7641	0.652
		11	-0.002	0.000	7.7684	0.734
		12	-0.003	-0.005	7.7750	0.802
		13	-0.034	-0.034	8.8110	0.787
		14	-0.007	-0.005	8.8556	0.840
		15	0.025	0.021	9.3849	0.857
		16	-0.009	-0.015	9.4638	0.893
		17	-0.019	-0.018	9.7714	0.913
		18	0.071	0.069	14.217	0.715
		19	-0.035	-0.050	15.287	0.704
		20	-0.087	-0.080	21.947	0.343
		21	0.044	0.051	23.660	0.310
		22	0.040	0.026	25.099	0.292
		23	0.019	0.017	25.428	0.329
		24	-0.035	-0.034	26.534	0.327
		25	0.009	0.013	26.607	0.376
		26	-0.007	-0.015	26.655	0.428
		27	-0.011	-0.008	26.765	0.477
		28	-0.023	-0.020	27.220	0.506
		29	-0.007	-0.010	27.269	0.557
		30	0.038	0.034	28.539	0.542
		31	-0.033	-0.029	29.514	0.542
		32	-0.046	-0.041	31.444	0.495
		33	-0.006	-0.013	31.482	0.543
		34	-0.018	-0.018	31.761	0.578
		35	-0.008	0.002	31.819	0.622
		36	0.017	0.007	32.087	0.655

Anexo F.5: Teste de Heteroscedasticidade aplicado à série dos resíduos

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.138305	Prob. F(1,860)	0.7101
Obs*R-squared	0.138605	Prob. Chi-Square(1)	0.7097

Anexo G: Período III

Anexo G.1: Correlograma dos resíduos do modelo

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.938	0.938	461.61	0.000
		2	0.896	0.139	883.95	0.000
		3	0.864	0.086	1277.3	0.000
		4	0.837	0.054	1646.8	0.000
		5	0.831	0.197	2011.8	0.000
		6	0.812	-0.031	2361.2	0.000
		7	0.798	0.058	2699.8	0.000
		8	0.793	0.093	3034.2	0.000
		9	0.795	0.143	3371.4	0.000
		10	0.796	0.033	3709.8	0.000
		11	0.787	-0.013	4041.6	0.000
		12	0.776	0.003	4364.8	0.000
		13	0.773	0.087	4685.7	0.000
		14	0.778	0.096	5011.2	0.000
		15	0.775	-0.015	5334.9	0.000
		16	0.770	0.020	5655.4	0.000
		17	0.761	0.003	5969.3	0.000
		18	0.754	0.012	6277.5	0.000
		19	0.745	-0.048	6578.9	0.000
		20	0.731	-0.035	6870.3	0.000
		21	0.723	0.034	7155.6	0.000
		22	0.721	0.068	7439.6	0.000
		23	0.718	-0.014	7721.9	0.000
		24	0.720	0.045	8007.0	0.000
		25	0.714	-0.031	8287.9	0.000
		26	0.710	0.028	8565.9	0.000
		27	0.708	0.014	8843.2	0.000
		28	0.706	0.018	9119.1	0.000
		29	0.702	-0.007	9392.8	0.000
		30	0.695	-0.004	9661.2	0.000
		31	0.685	-0.031	9922.7	0.000
		32	0.675	-0.042	10177.	0.000
		33	0.671	0.033	10429.	0.000
		34	0.665	-0.003	10677.	0.000
		35	0.661	0.025	10922.	0.000
		36	0.656	-0.009	11164.	0.000

Anexo G.2: Correlograma dos resíduos do modelo AR (1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.076	-0.076	3.0381	0.081
		2	-0.086	-0.092	6.9229	0.031
		3	0.003	-0.011	6.9273	0.074
		4	-0.075	-0.085	9.9006	0.042
		5	0.042	0.029	10.842	0.055
		6	-0.005	-0.014	10.857	0.093
		7	-0.076	-0.073	13.925	0.053
		8	-0.040	-0.061	14.779	0.064
		9	0.030	0.013	15.274	0.084
		10	0.096	0.089	20.240	0.027
		11	0.044	0.054	21.259	0.031
		12	-0.062	-0.041	23.312	0.025
		13	-0.037	-0.033	24.051	0.031
		14	0.066	0.060	26.386	0.023
		15	0.027	0.029	26.774	0.031
		16	0.040	0.051	27.657	0.035
		17	0.004	0.033	27.666	0.049
		18	0.046	0.087	28.824	0.051
		19	0.055	0.067	30.475	0.046
		20	-0.017	-0.006	30.625	0.060
		21	-0.018	-0.008	30.800	0.077
		22	0.018	0.047	30.973	0.097
		23	0.005	0.036	30.987	0.123
		24	0.072	0.077	33.818	0.088
		25	0.023	0.038	34.113	0.106
		26	-0.020	0.013	34.332	0.127
		27	0.009	0.017	34.382	0.155
		28	0.003	-0.001	34.386	0.188
		29	0.044	0.040	35.449	0.190
		30	0.015	0.031	35.573	0.222
		31	-0.006	0.030	35.593	0.261
		32	-0.022	-0.021	35.865	0.292
		33	0.039	0.021	36.709	0.301
		34	-0.000	-0.021	36.709	0.344
		35	-0.006	-0.015	36.732	0.389
		36	0.006	0.001	36.753	0.434

Anexo G.3: Teste de Heteroscedasticidade

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	59.12985	Prob. F(1,519)	0.0000
Obs*R-squared	53.28673	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Anexo G.4: Correlograma dos resíduos do modelo AR (1) – EGARCH (1,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.028	0.028	0.3989	0.528
		2	-0.028	-0.029	0.8137	0.666
		3	-0.088	-0.086	4.8628	0.182
		4	-0.040	-0.037	5.7149	0.221
		5	-0.019	-0.022	5.9064	0.315
		6	0.009	0.000	5.9500	0.429
		7	-0.039	-0.047	6.7552	0.455
		8	-0.058	-0.062	8.5590	0.381
		9	0.015	0.014	8.6749	0.468
		10	0.050	0.039	10.026	0.438
		11	0.052	0.038	11.457	0.406
		12	-0.013	-0.017	11.550	0.482
		13	-0.040	-0.031	12.427	0.493
		14	0.047	0.060	13.601	0.480
		15	-0.001	-0.007	13.602	0.556
		16	-0.008	-0.013	13.634	0.626
		17	-0.007	0.003	13.661	0.691
		18	-0.010	0.001	13.712	0.748
		19	-0.038	-0.034	14.483	0.755
		20	-0.024	-0.034	14.794	0.788
		21	0.017	0.011	14.948	0.826
		22	0.023	0.021	15.225	0.852
		23	-0.057	-0.065	16.983	0.810
		24	0.036	0.035	17.688	0.818
		25	0.045	0.041	18.826	0.805
		26	0.002	-0.007	18.829	0.844
		27	0.016	0.019	18.965	0.871
		28	-0.026	-0.025	19.350	0.887
		29	0.017	0.034	19.519	0.907
		30	0.050	0.058	20.914	0.891
		31	0.076	0.068	24.100	0.806
		32	-0.055	-0.051	25.779	0.773
		33	0.029	0.055	26.248	0.792
		34	0.008	0.032	26.287	0.825
		35	0.007	-0.002	26.313	0.855
		36	-0.002	-0.009	26.316	0.882

Anexo G.5: Teste de Heteroscedasticidade aplicado à série dos resíduos

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.208640	Prob. F(1,519)	0.6480
Obs*R-squared	0.209360	Prob. Chi-Square(1)	0.6473

Anexo H: Período IV

Anexo H.1: Correlograma dos resíduos do modelo

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.858	0.858	867.39	0.000
		2	0.781	0.168	1585.8	0.000
		3	0.724	0.088	2204.4	0.000
		4	0.687	0.092	2762.1	0.000
		5	0.667	0.100	3287.5	0.000
		6	0.645	0.049	3779.2	0.000
		7	0.627	0.049	4244.0	0.000
		8	0.616	0.067	4694.1	0.000
		9	0.603	0.035	5125.8	0.000
		10	0.596	0.051	5547.4	0.000
		11	0.582	0.015	5950.2	0.000
		12	0.570	0.021	6335.9	0.000
		13	0.575	0.088	6729.0	0.000
		14	0.572	0.028	7118.1	0.000
		15	0.567	0.023	7501.0	0.000
		16	0.556	0.004	7869.7	0.000
		17	0.552	0.041	8234.0	0.000
		18	0.550	0.029	8595.5	0.000
		19	0.553	0.047	8961.0	0.000
		20	0.576	0.124	9357.8	0.000
		21	0.557	-0.076	9729.9	0.000
		22	0.546	0.005	10087.	0.000
		23	0.526	-0.035	10419.	0.000
		24	0.508	-0.014	10730.	0.000
		25	0.508	0.045	11040.	0.000
		26	0.498	-0.014	11339.	0.000
		27	0.497	0.028	11636.	0.000
		28	0.500	0.030	11937.	0.000
		29	0.503	0.038	12243.	0.000
		30	0.500	-0.007	12545.	0.000
		31	0.502	0.040	12850.	0.000
		32	0.493	-0.009	13143.	0.000
		33	0.494	0.019	13439.	0.000
		34	0.485	-0.022	13724.	0.000
		35	0.488	0.037	14012.	0.000
		36	0.494	0.050	14309.	0.000

Anexo H.2: Correlograma dos resíduos do modelo AR (20)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.007	-0.007	0.0528	0.818
		2	-0.014	-0.014	0.2683	0.874
		3	-0.003	-0.003	0.2771	0.964
		4	-0.005	-0.005	0.3075	0.989
		5	0.000	0.000	0.3078	0.997
		6	-0.003	-0.003	0.3170	0.999
		7	-0.010	-0.010	0.4448	1.000
		8	0.017	0.017	0.7921	0.999
		9	-0.048	-0.048	3.4953	0.941
		10	-0.003	-0.003	3.5045	0.967
		11	-0.014	-0.016	3.7419	0.977
		12	-0.054	-0.054	7.1606	0.847
		13	0.040	0.039	9.0855	0.766
		14	0.030	0.029	10.179	0.749
		15	0.025	0.026	10.933	0.757
		16	-0.014	-0.015	11.173	0.799
		17	0.017	0.020	11.512	0.829
		18	0.002	-0.000	11.517	0.871
		19	-0.027	-0.027	12.388	0.868
		20	0.055	0.057	16.072	0.712
		21	-0.041	-0.047	18.053	0.646
		22	0.004	0.008	18.069	0.702
		23	-0.038	-0.039	19.784	0.655
		24	-0.061	-0.060	24.260	0.447
		25	0.014	0.016	24.500	0.491
		26	-0.038	-0.038	26.271	0.448
		27	-0.025	-0.023	27.031	0.462
		28	-0.003	-0.015	27.044	0.516
		29	0.031	0.039	28.226	0.506
		30	0.000	-0.007	28.226	0.558
		31	0.031	0.031	29.417	0.548
		32	-0.007	-0.001	29.473	0.595
		33	0.025	0.011	30.214	0.607
		34	-0.026	-0.022	31.004	0.615
		35	-0.007	-0.017	31.059	0.659
		36	0.064	0.065	35.975	0.470

Nota: p escolhidos foram o 1,2,5,9 e 20

Anexo H.3: Teste de Heteroscedasticidade

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	98.65408	Prob. F(1,1172)	0.0000
Obs*R-squared	91.14982	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Anexo H.4: Correlograma dos resíduos do modelo AR (20) – EGARCH (1,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.046	-0.046	2.5065	0.113
		2	0.012	0.010	2.6701	0.263
		3	0.089	0.090	12.002	0.007
		4	-0.001	0.007	12.005	0.017
		5	-0.011	-0.013	12.154	0.033
		6	0.029	0.020	13.161	0.041
		7	0.017	0.020	13.516	0.060
		8	0.004	0.008	13.539	0.095
		9	-0.019	-0.023	13.961	0.124
		10	0.008	0.003	14.045	0.171
		11	0.004	0.005	14.067	0.229
		12	0.009	0.013	14.160	0.291
		13	0.004	0.003	14.181	0.361
		14	0.027	0.025	15.035	0.376
		15	0.010	0.012	15.157	0.440
		16	-0.030	-0.030	16.214	0.438
		17	0.018	0.010	16.597	0.482
		18	-0.002	-0.003	16.602	0.551
		19	0.003	0.008	16.614	0.616
		20	0.053	0.051	19.974	0.460
		21	-0.004	-0.001	19.990	0.522
		22	0.013	0.012	20.205	0.570
		23	-0.007	-0.014	20.267	0.626
		24	-0.035	-0.037	21.772	0.593
		25	0.060	0.055	26.169	0.399
		26	-0.022	-0.017	26.767	0.422
		27	-0.022	-0.022	27.376	0.444
		28	0.010	-0.003	27.497	0.491
		29	0.016	0.022	27.811	0.528
		30	-0.009	0.001	27.907	0.575
		31	0.037	0.034	29.597	0.538
		32	0.013	0.009	29.796	0.579
		33	-0.006	-0.006	29.845	0.625
		34	-0.003	-0.010	29.856	0.671
		35	0.018	0.013	30.269	0.696
		36	-0.014	-0.009	30.510	0.727

Anexo H.5: Teste de Heteroscedasticidade aplicado à série dos resíduos

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.003291	Prob. F(1,1172)	0.9543
Obs*R-squared	0.003297	Prob. Chi-Square(1)	0.9542

Anexo I: Período V

Anexo I.1: Correlograma dos resíduos do modelo

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.931	0.931	1130.6	0.000
		2	0.906	0.300	2203.5	0.000
		3	0.883	0.106	3221.8	0.000
		4	0.866	0.092	4202.9	0.000
		5	0.856	0.108	5162.9	0.000
		6	0.843	0.041	6094.3	0.000
		7	0.841	0.118	7022.6	0.000
		8	0.839	0.090	7946.4	0.000
		9	0.841	0.099	8874.4	0.000
		10	0.828	-0.037	9776.2	0.000
		11	0.817	-0.015	10655.	0.000
		12	0.806	-0.010	11510.	0.000
		13	0.796	0.008	12345.	0.000
		14	0.794	0.064	13177.	0.000
		15	0.787	0.011	13995.	0.000
		16	0.789	0.065	14817.	0.000
		17	0.792	0.069	15645.	0.000
		18	0.789	0.004	16468.	0.000
		19	0.789	0.039	17291.	0.000
		20	0.784	0.019	18105.	0.000
		21	0.778	-0.002	18908.	0.000
		22	0.772	-0.001	19698.	0.000
		23	0.772	0.046	20489.	0.000
		24	0.768	0.008	21272.	0.000
		25	0.772	0.062	22065.	0.000
		26	0.770	-0.007	22853.	0.000
		27	0.770	0.022	23641.	0.000
		28	0.769	0.021	24430.	0.000
		29	0.766	0.011	25213.	0.000
		30	0.762	-0.003	25988.	0.000
		31	0.758	0.013	26755.	0.000
		32	0.756	0.015	27519.	0.000
		33	0.753	-0.002	28276.	0.000
		34	0.758	0.062	29045.	0.000
		35	0.756	0.009	29811.	0.000
		36	0.756	0.007	30578.	0.000

Anexo I.2: Correlograma dos resíduos do modelo AR (9)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.006	-0.006	0.0436	0.835
		2 -0.024	-0.024	0.7990	0.671
		3 0.006	0.006	0.8531	0.837
		4 0.009	0.008	0.9570	0.916
		5 0.063	0.063	6.1119	0.295
		6 -0.011	-0.010	6.2733	0.393
		7 -0.031	-0.028	7.5149	0.377
		8 -0.000	-0.002	7.5150	0.482
		9 0.006	0.004	7.5677	0.578
		10 -0.042	-0.046	9.9110	0.448
		11 -0.037	-0.036	11.750	0.383
		12 -0.070	-0.069	18.164	0.111
		13 -0.063	-0.066	23.355	0.038
		14 -0.010	-0.016	23.491	0.053
		15 -0.064	-0.062	28.971	0.016
		16 -0.024	-0.021	29.736	0.019
		17 0.024	0.027	30.516	0.023
		18 -0.035	-0.032	32.181	0.021
		19 -0.002	-0.004	32.189	0.030
		20 0.020	0.021	32.717	0.036
		21 -0.013	-0.015	32.933	0.047
		22 -0.027	-0.041	33.925	0.050
		23 0.004	-0.005	33.950	0.066
		24 -0.032	-0.045	35.287	0.064
		25 0.044	0.023	37.816	0.048
		26 -0.020	-0.033	38.327	0.056
		27 0.009	0.005	38.432	0.071
		28 0.020	0.005	38.961	0.082
		29 -0.006	-0.007	39.004	0.102
		30 -0.016	-0.025	39.329	0.119
		31 -0.017	-0.023	39.701	0.136
		32 -0.005	-0.007	39.730	0.164
		33 -0.042	-0.053	42.122	0.133
		34 0.030	0.018	43.337	0.131
		35 -0.003	-0.004	43.353	0.157
		36 -0.019	-0.025	43.853	0.173

Nota: p escolhidos foram o 1,2,7 e 9

Anexo I.3: Teste de Heteroscedasticidade

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	40.94465	Prob. F(1,1299)	0.0000
Obs*R-squared	39.75462	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Anexo I.4: Correlograma dos resíduos do modelo AR (9) – EGARCH (1,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.019	-0.019	0.4726	0.492
		2	-0.041	-0.042	2.7074	0.258
		3	-0.030	-0.032	3.8817	0.275
		4	-0.019	-0.022	4.3679	0.358
		5	0.006	0.002	4.4132	0.492
		6	-0.040	-0.042	6.4590	0.374
		7	-0.028	-0.031	7.4699	0.382
		8	-0.001	-0.006	7.4720	0.487
		9	0.017	0.012	7.8688	0.547
		10	0.002	-0.001	7.8746	0.641
		11	-0.010	-0.010	7.9960	0.714
		12	-0.024	-0.025	8.7407	0.725
		13	0.023	0.019	9.4220	0.740
		14	-0.024	-0.027	10.163	0.750
		15	-0.068	-0.069	16.265	0.365
		16	-0.009	-0.014	16.377	0.427
		17	-0.034	-0.042	17.921	0.394
		18	0.005	-0.007	17.951	0.459
		19	-0.014	-0.021	18.193	0.510
		20	0.023	0.019	18.912	0.528
		21	0.013	0.005	19.141	0.576
		22	-0.005	-0.009	19.168	0.635
		23	-0.036	-0.040	20.904	0.587
		24	-0.012	-0.014	21.094	0.633
		25	0.026	0.021	22.021	0.635
		26	0.025	0.021	22.832	0.642
		27	0.021	0.021	23.444	0.661
		28	-0.073	-0.069	30.461	0.342
		29	0.005	-0.003	30.499	0.389
		30	-0.002	-0.014	30.503	0.440
		31	0.015	0.008	30.791	0.477
		32	0.001	-0.002	30.792	0.528
		33	-0.025	-0.023	31.596	0.537
		34	-0.004	-0.014	31.618	0.585
		35	-0.022	-0.028	32.274	0.600
		36	-0.024	-0.030	33.077	0.608

Anexo I.5: Teste de Heteroscedasticidade aplicado à série dos resíduos

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.804454	Prob. F(1,1299)	0.3699
Obs*R-squared	0.805194	Prob. Chi-Square(1)	0.3695

Anexo J: Resultado dos testes de robustez

	1	2	3	4
Equação da média:				
<i>c</i>	-0.02***	0.06	-0.15	0.07*
<i>AR (1)</i>	0.00	0.78***	0.99***	0.99***
<i>AR (2)</i>	-	0.17***	-	-
<i>AR (7)</i>	-	0.03***	-	-
<i>c₁</i>	0.04	-0.32	-0.33	0.20***
<i>c₂</i>	0.39***	1.47**	2.65***	2.10***
<i>c₃</i>	-0.27***	-0.11	-4.30***	-2.18***
<i>c₄</i>	0.28***	0.60	13.48***	2.63***
<i>c₅</i>	-0.21***	-0.60	-9.03***	-2.98***
<i>c₆</i>	-0.02	2.85	-1.12	-1.16***
<i>c₇</i>	0.46***	4.38**	-12.56***	-0.40
<i>c₈</i>	-0.23***	-2.80	11.69***	-7.40***
<i>c₉</i>	0.06	-1.17	3.16**	0.59***
<i>c₁₀</i>	0.01	-0.89	-0.93	0.04
<i>c₁₁</i>	0.03	-0,95	-2.23***	0.23**
<i>pm₁</i>	-0.68***	1.06**	-4.71***	4.43***
<i>pm₂</i>	-0.04	-0.08	12.50***	-1.87***
<i>pm₃</i>	0.11***	-0.98	-0.67	-0.78***
<i>pm₄</i>	0.02	-0.36	-0.12	-1.19***
<i>pm₅</i>	0.00	-0.74	-0.99**	-0.11
<i>pm₆</i>	-0.01	0.66	-0.36	-0.02

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.