

Agradecimentos

Este estudo foi de certeza uma experiência positiva para o meu percurso académico. Ausentar do meu País de origem e da família não foi fácil. Mas com a minha confiança, fé e determinação, agarrei-me com firmeza aos meus objetivos. Hoje posso dizer com mais firmeza, a concretização de objetivo exige esforços, motivação e dedicação.

Esta investigação não teria sido possível sem atributos e colaboração do orientador da dissertação Sérgio Lagoa a qual agradeço o apoio e a partilha do conhecimento para o trabalho. Obrigada por estimular o meu interesse pelo percurso académico.

Um agradecimento especial ao Gilson pela atenção, amor, carinho, ele que sempre se mostrou disponível em todo o momento para colaborar sempre que solicitada o seu auxílio, obrigada pelo apoio e amor incondicional. À minha família pelo incentivo, um profundo agradecimento, no qual não deixo de mencionar a Matilde que sempre me acompanhou no percurso da vida, obrigada pela alegria, amizade e atenção. Por último, mas não menos importante, um sentido agradecimento a todas as pessoas amigas que de uma forma ou outra contribuíram para a realização desta dissertação, apoiando-me intelectualmente e emocionalmente.

Resumo

Este estudo tem como objetivo verificar se a volatilidade do Spread das Obrigações do Tesouro (SOT) português influencia a volatilidade de taxa de juro Euribor, considerando um período que abrange a crise da dívida soberana na zona do euro, ou seja, o período de 2007 a 2014, com base em dados diários.

Para detetar a possível influência que a volatilidade do SOT exerce sobre a volatilidade da taxa Euribor, utilizou-se um modelo de volatilidade estocástica, mais precisamente o modelo GARCH. Foram realizados vários testes sobre o modelo nomeadamente a significância estatística dos parâmetros envolvidos e o seu apropriado ajustamento de forma a captar todas as possíveis relações entre as variáveis.

Os resultados obtidos mostram que no período abrangido pelo estudo a volatilidade do SOT exerce influência sobre a volatilidade da taxa de juro Euribor, mas não sobre a sua média e não de forma economicamente muito significativa. Considerando um período mais curto, foi possível provar que a variável SOT é significativa tanto na média como na volatilidade da taxa de juro Euribor, mas continuando a ter um efeito pequeno

Palavras-chave: Volatilidade da taxa de juro, crise financeira, modelo GARCH

Códigos JEL: C01, C51 e G01.

Abstract

The main focus of this study is to analyze if the volatility of the Portuguese Treasury Bond Spread influences the Euribor interest rate volatility. We consider a period covering the sovereign debt crisis in the euro area, the period of 2007 to 2014, based on daily data.

In order to detect the possible influence of the Portuguese Treasury Bond Spread on the Euribor rate, a stochastic volatility model, more precisely the GARCH model was used. Several tests were carried out on the model namely the statistical significance of the parameters involved and its appropriate adjustment in order to capture all the possible relations among the two variables.

The results shows that in the period covered by the study the volatility of the Portuguese Treasury Bond Spread has a weak influence on the volatility of the Euribor interest rate, but not on its average. Considering a shorter period, it was possible to prove that the Portuguese Treasury Bond Spread variable is significant both the average and the volatility of the interest rate Euribor.

Keywords: Interest rate volatility, financial crisis, GARCH model

Codes JEL: C01, C51 e G01

Índice

<i>Capítulo I: Introdução</i>	1
<i>Capítulo II: A Crise Da Dívida soberana na zona euro e os efeitos no MMI</i>	3
2.1. A crise da dívida soberana na zona Euro.....	3
2.2. Efeitos da crise subprime no MMI	3
<i>Capítulo III: Revisão Da Literatura</i>	6
<i>Capítulo IV: Metodologia e Análise Empírica</i>	11
4.1. Metodologia	11
4.2. Dados	12
4.3. Modelo GARCH.....	14
4.4. Estacionarização das séries	16
4.5. Estatística descritivas.....	18
4.6. Modelo para a média do retorno da variável Euribor.....	20
4.7. Teste de autocorrelação ao resíduo do modelo ARMA (2,1).....	20
4.8. Estimação do modelo ARCH (p).....	22
4.9. Estimação do modelo com variável explicativa (<i>spread_ot</i>)	27
4.10. Estimação do modelo com variável explicativa (<i>return_spread_ot</i>) a partir de 2010	32
<i>Capítulo V: Conclusão</i>	34
<i>Referências Bibliográficas</i>	35
<i>ANEXOS</i>	37

Índice de Quadros

Quadro 1- Resultados da estimação do modelo ARMA (2,1).....	21
Quadro 2- Modelo ajustado t-student.....	24
Quadro 3- Modelo IGARCH.....	26
Quadro 4 - Estimação do modelo com variável explicativa.....	28
Quadro 5- Estimação do modelo com variável explicativa.....	30
Quadro 6- Estimação do modelo com variável explicativa (return_spread_ot).....	32

Índice de Figuras

Figura 1- Evolução da Taxa de obrigação de tesouro a 10 anos (Portugal e Alemanha).....	13
Figura 2- Séries não estacionárias (Spread_ot)	15
Figura 3- Séries não estacionárias (Euribor a 6 meses)	15
Figura 4 – Retorno da série (return_spread_ot)	17
Figura 5– Retorno da série (return_euribor6m)	17

Glossário de Siglas

OT- Obrigação de Tesouro

MMI- Mercado Monetário Interbancário

FF- *Federal Funds*

FFR- *Federal Funds Rate*

Fed- Federal Reserve System

S&P500 – Standard and Poors 500

DJIA- Dow Jones Industrial Average

T-Bills- Treasury Bill

OTP-Obrigação do Tesouro de Portugal

OTA- Obrigação do Tesouro de Alemanha

OTs – Obrigações do Tesouro

RL- Regressão Linear

ARMA- *Autoregressive–Moving-Average*

ARCH – *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

GARCH- *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

EGARCH- *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

PIB- Produto Interno Bruto

UE- União Europeia

ZE – Zona Euro

BC- Banco Central

BCE- Banco Central Europeu

BM- Banco Mundial

FMI- Fundo Monetário Internacional

Capítulo I: Introdução

A crise da dívida soberana que ocorreu em 2007 afetou grandemente todo o mercado financeiro. O desequilíbrio financeiro foi uma das consequências devastadoras para o mercado financeiro dos países afetados e para a economia como um todo. Deste modo o interesse em estudar o comportamento das séries temporais financeiros e estima-lo tendo em conta os acontecimentos ao longo do tempo. Diversos estudos neste campo têm demonstrado diferentes métodos utilizados na estimação das séries. Compreender a volatilidade de uma determinada série não é um problema trivial, pois a volatilidade muitas vezes não é diretamente observável e corretamente medida. É importante perceber primeiramente a modelação de volatilidade da série e a sua influência na relação com outras variáveis para que se possa tirar possíveis ilações corretas.

Deste modo o objetivo geral desta dissertação consiste em verificar se a volatilidade do Spread da Obrigação do Tesouro português influencia a volatilidade de taxa de juro do MMI.

Para responder à pergunta geral formulou-se uma mais específica: A volatilidade do Spread da OT a 10 anos de Portugal exerce impacto na volatilidade da taxa de juro do MMI, mais precisamente na taxa Euribor a 6 meses?

Existem vários estudos que têm demonstrado uma forte relação entre os FF Americanos (o equivalente à taxa Euribor/EONIA na zona Euro) e T-Bills Americanos. Cook e Hahn (1989) foram dos primeiros a mostrar tal relação.

Elder (2001) mostrou que choques positivos na FF não só aumentam a taxa dos bilhetes de tesouro como também a sua volatilidade. Num estudo mais recente (Leão & Lagoa 2015), analisaram as características do bilhete de tesouro Alemão, mais precisamente a relação entre a taxa de bilhete de tesouro, a taxa do MMI e as políticas monetárias do BCE.

O presente tema é pertinente, uma vez que permitirá concluir se de facto, a variável *Spread* das OTs Portuguesas influencia a volatilidade da taxa Euribor a 6 meses. E além disso, da pesquisa realizada constatou-se que existem poucos estudos acerca deste tema. Desta forma pretende-se também dar um contributo neste campo, verificando se existe uma relação inversa dos estudos mencionados.

Este estudo considera duas séries de dados financeiros com observações diárias: a taxa *Euribor a 6 meses* e OT a 10 anos de Portugal. As séries abrangem um período de 2 de janeiro de 2007 a 31 de dezembro de 2014. Pretende-se utilizar o modelo GARCH que permitirá analisar a volatilidade dos retornos das séries de forma a captar todas as possíveis relações entre as variáveis.

A conclusão que se pode tirar é que os resultados mostram que no período abrangido pelo estudo a volatilidade das OTs Portuguesa exercem influência sobre a volatilidade da taxa de juro Euribor, mas não sobre a sua média. Considerando um período mais curto, foi possível provar que a variável OT é significativa tanto para a média como a volatilidade da taxa de juro Euribor, apesar dos efeitos serem economicamente pequenos.

O trabalho encontra-se organizado da seguinte forma: no primeiro capítulo fez-se uma breve contextualização sobre a crise da dívida soberana com foco nos seus efeitos no mercado monetário interbancário; no segundo capítulo é feita uma revisão da bibliográfica relevante para o tema e por último, terceiro capítulo, é feita a descrição da metodologia e dos dados da investigação a ser desenvolvida e apresentação dos resultados empíricos da estimação do modelo GARCH.

Capítulo II: A Crise Da Dívida soberana na zona euro e os efeitos no MMI

2.1. A crise da dívida soberana na zona Euro

A crise da dívida soberana tem sido uma temática muito discutida em diversas áreas de investigação. Particularmente na zona euro, nem todos os países reagiram à crise da mesma forma. Por exemplo, quando Lagoa et al. (forthcoming), menciona o facto de inicialmente a economia Portuguesa ter sido menos afetada pela crise *subprime* do que a zona do euro. Isto não quer dizer que a recessão económica não tenha causado impactos negativos na economia Portuguesa. Segundo Lagoa et al., (forthcoming), Portugal perdeu impulso devido a uma combinação de quatro fatores que estão relacionados com fraquezas estruturais, choques de competitividade, níveis muito elevados de dívida privada e participação de Portugal nos acordos monetários da UE.

As Fraquezas estruturais têm a ver com facto de a economia ter enfrentado vários problemas tais como: reduzidas qualificações da população ativa, a posição geográfica periférica do país comparado com principais mercados europeus e um perfil da especialização produtiva focada em indústrias de baixo valor acrescentado. Em termos de Choques da competitividade, a economia Portuguesa foi marcada pela fraqueza a longo prazo e pelo aumento endividamento privado. Em 1995 a dívida no setor privado quase dobrou (82%) do PIB para em 2001 (150%). Segundo Mamede et al. (2013) a posição periférica da economia Portuguesa face à UE contribuiu para uma crescente perda de atratividade no Investimento Direto Estrangeiro que resultou na diminuição da importação, saldo negativo da balança de bens, agravou a situação da balança de conta corrente, no início da entrada em vigor do euro. Neste âmbito justifica-se o endividamento externo de Portugal antes da crise.

2.2. Efeitos da crise subprime no MMI

Antes de referir sobre os efeitos da crise no MMI, é importante perceber o funcionamento do mesmo. Segundo Leão et al. (2011) no MMI os bancos fazem empréstimos entre si, por exemplo, um determinado banco que possui excesso de reservas, pode emprestar ao banco que apresente falta de reservas. Para a realização do empréstimo é necessário que os bancos disponham de uma conta no banco central. Assim sendo, eles podem negociar e definir livremente as condições do empréstimo (taxa de juro, prazo e montante), com a condição de que maturidade seja inferior ou igual a um ano. O banco Central desempenha um papel essencial

de cedência de liquidez aos bancos e com uma taxa de juro de referência, ele decide sobre colocar ou retirar a liquidez no sistema monetário.

Dos países pertencentes a zona euro, Portugal e Grécia foram os que apresentaram desequilíbrios orçamentais persistentes, como por exemplo elevado *stock* de dívida pública. No entanto, esta crise conhecida como crise financeira que se alastrou em alguns países da Europa, mas que segundo o estudo feito sobre a crise, teve as suas origens nos Estados Unidos. É visível a sua propagação até hoje, basta olhar para os efeitos negativos verificadas na economia global. Mas mesmo assim alguns países conseguiram resistir enquanto outros não (Michelitti, 2008: 9).

A partir de 2007 surge a crise financeira do *subprime* no mercado financeiro dos Estados Unidos. Isto porque segundo informações do FMI a economia Americana é das mais influente do mundo, por isso é natural que o eclodir da crise *subprime* desperte uma crise económica mundial. De acordo com Micheletti (2008:23), a crise *subprime* relaciona-se com o “*processo de securitização dos créditos e o desenvolvimento dos novos produtos e instrumentos financeiros (...)*”. Em 2008, com a falência do *Lehman Brothers*, o mercado europeu demonstrou a sua fragilidade que gerou uma queda nas certezas a nível global, levando assim a uma intervenção do BCE. Essas medidas estão relacionadas com aumento da provisão de liquidez nas operações de refinanciamento. Entretanto a medida do BCE resultou num “excesso de liquidez”, levando-o a ajustar as taxas de juro, o que por sua vez afeta o mercado monetário.

Em 2008 a zona Euro foi marcado pela propagação da crise que se alastrou rapidamente resultando assim numa grande recessão económica. No entanto 2009 foi assinalado como sendo o ano da “*recessão económica global profunda*” Teixeira (2015).

Deste modo, a crise financeira na área do Euro resultou num fenómeno denominado de *stress financeiro* para os países que fazem parte dos Estados-membros, por exemplo o caso de Portugal, que “*apresentava um historial de elevados desequilíbrios orçamentais (significativos défices orçamentais e stocks de dívida pública excessivos) e uma falta de competitividade externa*” (Pinto,2014:27). Isto gerou enorme instabilidade e incertezas no sistema bancário e das finanças públicas.

Lagoa et al. (forthcoming), num estudo recente, referem sobre as consequências que a crise na zona euro provocou principalmente nos segmentos dos mercados monetários interbancários,

nomeadamente no segmento *subprime*, os clientes não conseguiram pagar as suas dívidas fazendo com que os bancos ficassem afetados. O banco quando concede crédito em troca exige como garantia o imóvel, que por sua vez passa a pertencer ao banco em caso de não pagamento. Com a crise os preços desses imóveis caíram, como consequência os títulos dos imóveis perderam o valor e o aumento de taxa de juro, resultando numa falta de liquidez no mercado. Segundo Leão et al. (2011) uma subida nas taxas diretoras faz subir a taxa de juro do crédito bancário. Tendo em conta que a procura de habitação depende da obtenção do crédito bancário é natural que resulte numa redução da procura de habitação.

As instituições financeiras foram muito afetadas com perdas elevadas. Com isso os títulos que perderam o valor se transformaram em “ativos tóxicos” porque eram desconhecidas as suas origens, gerando assim uma enorme desconfiança entre os bancos, a falência de algumas instituições financeiras foi o resultado. Contudo, isto fez dificultar o financiamento dos bancos Portugueses, mas conseguiram reverter essa situação, devido a uma garantia do Estado relativamente à securitização pelos bancos, bem como a intervenção do BCE em baixar as taxas de juro, com objetivo de injetar liquidez no mercado.

A crise do *subprime* depois levou à crise da dívida soberana. As taxas de juro das OTs de alguns países aumentaram fortemente, com dúvidas sobre a sua solvabilidade. Isto também colocou em risco os bancos que detinham esta dívida, em especial os dos respetivos países. Isto levou a um aumento do prémio de risco e liquidez no mercado MMI e consequentemente a uma taxa superior. Esta é a razão porque se argumenta que o spread das OTs portuguesas pode afetar a taxa Euribor, em especial a sua volatilidade – entendendo-se que maior volatilidade ocorrerá em períodos de maior risco. A crise da dívida também levou a um aumento do risco macroeconómico geral, com implicações para um maior prémio de risco e liquidez no MMI.

Capítulo III: Revisão Da Literatura

O estudo pretende averiguar se o Spread das OT de Portugal face à Europa influencia a volatilidade de taxa de juro do MMI? Para isso selecionou-se bibliografias que se considera estar mais relacionadas com a pergunta da investigação.

Segundo Leão et al. (2009: 128) a determinação da taxa de juro do MMI (Euribor a 6 meses) é calculada em função das mudanças que os bancos esperam no que consta a manutenção, subida ou descidas das taxas diretoras do banco central nos próximos 6 meses, acrescido de um prémio de risco e liquidez.

Existem vários estudos que têm demonstrado uma forte relação entre os *Federal Funds* Americanos – FFR (o equivalente à taxa Euribor/EONIA na zona Euro) e *Treasury Bills* Americanos. Cook e Hahn (1989) foram dos primeiros a mostrar tal relação. Elder (2001) verificou se a volatilidade da taxa dos Fundos Federais explicar o retorno do T-Bill e concluiu que choques positivos na *Federal Funds* não só aumenta a taxa dos bilhetes de tesouro como também a sua volatilidade.

Mais recentemente, Leão e Lagoa (2015), analisaram as características do bilhete de tesouro Alemão, mais precisamente a relação entre a taxa de bilhete de tesouro, a taxa do MMI e as políticas monetárias do Banco Central Europeu.

Existem poucos estudos que analisam ou exploram uma relação inversa, neste sentido espera-se dar um contributo importante em determinar a influência que o Spread das OT Portuguesas, enquanto país vulnerável, tem sobre a volatilidade das taxas do MMI.

Das bibliografias mencionadas, verificou-se que os autores se debruçaram essencialmente sobre o impacto que as taxas, nomeadamente taxas interbancárias (MMI, FFR) têm sobre as obrigações de tesouro.

Sendo que o principal foco desta pesquisa se concentra em demonstrar o impacto que a taxa Spread tem sobre as taxas de juro do MMI, começou-se por analisar Cook e Hahn (1989), que foram um dos primeiros a mostrar uma relação semelhante.

Alguns artigos, nomeadamente Kontonikas et al. (2013) examinam como o mercado de ações responde ao desempenho financeiro da taxa *Target Federal Funds*.

Porém, valoriza-se também a metodologia utilizada, em alguns estudos. Por exemplo o estudo feito pelo autor Lee (2002) acerca da volatilidade das taxas de juro das obrigações de tesouro em resposta à mudança da taxa *Target* do *Federal Funds*, utilizando o modelo econométrico GARCH. O uso deste modelo é muito frequente em estudos sobre a volatilidade.

Na sequência do resumo, decidiu-se organizar as bibliografias iniciando-se com a literatura do primeiro estudo feito até ao mais recente.

No âmbito da realização do resumo bibliográfico e com intuito de responder à pergunta de investigação, foram selecionadas as bibliografias que se considera estar mais relacionadas com o objetivo do estudo. Importa-se referir que as seis primeiras referências, estão mais relacionadas com a pergunta geral da investigação. As referências bibliográficas foram valorizadas não pelo objeto de estudo, mas sim pela forma que os autores avaliam o impacto que uma variável causa na outra, ou seja, dá-se imensa importância à metodologia do estudo.

O estudo feito pelo Cook e Hahn (1970), foi um dos pioneiros na análise do impacto da taxa *target* do *Federal Funds* sobre taxas de juro do mercado. O estudo por eles realizado centra-se em estimar a reação das taxas de juro às mudanças da taxa *target* do *Federal Funds* nos períodos compreendidos entre setembro de 1974 a setembro de 1979. No âmbito do estudo das reações das variáveis, para a taxa *target* do *Federal Funds* utilizaram *T-Bills* com maturidade 3, 6 e 12 meses, e para a taxa *Bonds* utilizaram a maturidade de 3, 5, 7, 10 e 20 anos. A metodologia utilizada foi a regressão linear.

As evidências indicam que as expectativas a nível do futuro da taxa do *Federal Funds* influenciam fortemente outras taxas do mercado monetário. Isto com base na teoria das expectativas mencionadas Cook e Hahn (1970). A conclusão que se pode tirar é que as mudanças na taxa *target* do *Federal Funds* provoca grande impacto na taxa de juro de curto prazo, movimentos moderados nas taxas de juro de prazo intermediário e movimentos pequenos, mas significativos, nas taxas de longo prazo.

Elder (2001) com o seu estudo sobre os efeitos dos choques causados pela política monetária (taxas do *Federal Funds*) sobre os bilhetes do tesouro norte-americano, utilizou o modelo ARCH. Foram utilizadas séries de retorno financeiras de 2, 4, 6, 8, 10 e 12 meses dos bilhetes do tesouro. O autor utilizou a política monetária para explicar a variação temporal comum dos retornos das variáveis. Verificou-se que segundo as metas do *Fed* em relação às taxas do

Federal Funds, houve um aumento considerável na volatilidade da taxa do *Federal Funds*. Mais concretamente, os resultados indicaram que os choques da política monetária (subida/descida das taxas de referência) tiveram elevada repercussão sobre os retornos dos ativos. No entanto, o aumento da volatilidade da política monetária não demonstrou apresentar qualquer efeito sobre o retorno dos ativos. Isto leva a concluir que a volatilidade provocada pelas decisões da política monetária não ajuda a explicar a variação das taxas dos bilhetes do tesouro.

Lee (2002) fez uma análise mais dinâmica sobre a volatilidade das taxas de juro das obrigações de tesouro em resposta à mudança da taxa Target do FF no período de 01 de janeiro de 1975 a 31 de dezembro de 1999. Para estudar o comportamento da volatilidade das taxas de juro da Yield curve, comparou-se as taxas de juro da yield das obrigações de maturidades diferentes, de 3 meses a 10 anos. Assim sendo, utilizou-se dados com frequência intra-diários para estudar a sensibilidade dos mercados financeiros, consoante as mudanças das taxas Target do *Federal Funds*. Para isso utilizou-se o modelo GARCH. Segundo os resultados obtidos é desejável considerar impactos separados de inovações positivas e negativas sobre a volatilidade condicionada das taxas de juro. A conclusão do estudo indica que além das assimetrias verificadas no modelo, a função Impulso-Resposta da volatilidade condicionada revelou existência de efeitos distintos dos choques positivos e choques negativos da taxa Target sobre a volatilidade das taxas de juro. E ainda que a perceção dos mercados financeiros sobre a atuação do FED causou uma mudança no comportamento dos mercados de taxa de juro com maturidades diferentes.

Lee (2006), estudou o efeito que as mudanças nas taxas de Federal Funds durante 1989 a 2013 provocaram sobre a volatilidade em diferentes níveis de taxas de juro diárias. As taxas de juro foram modeladas através do modelo E-GARCH. Embora o autor tenha feito outros estudos nesta área, nota-se alguma diferença, porque mostra que a volatilidade do mercado financeiro reflete incertezas sobre a orientação da política monetária, no que consta à volatilidade das taxas de juro no mercado. E ainda é notável as possíveis diferenças entre a resposta do mercado à mudança antecipada e não antecipada no objetivo da taxa do Federal Funds. Com este estudo, pode se concluir que a política do FFR (Federal Funds Rate), que não é antecipada pelos mercados, apresentou um impacto significativo na volatilidade das taxas de juro de curto prazo. mesmo quando as políticas dos FFR são antecipadas (ou esperadas) as taxas de juro de longo prazo também são afetadas.

Mais recentemente, Leão e Lagoa (2015) analisam as características do bilhete de tesouro Alemão, mais precisamente a relação entre a taxa de bilhete de tesouro, a taxa do MMI e as políticas monetário do Banco Central Europeu.

Neste estudo os autores tentaram fazer uma estimativa mais exata dos rendimentos que os bancos exigem para comprar *T-Bills* de curto prazo no mercado primário. Fizeram isso considerando todas as maturidades existentes no mercado de empréstimos interbancários e a forma como a política monetária afeta as taxas de juros interbancárias.

Na previsão, utilizaram os dados alemães referentes às taxas de depósitos e *T-Bills* de janeiro de 2003 a novembro de 2007.

O estudo por eles realizado permitiu concluir que o bilhete de tesouro alemão pode ser corretamente descrito usando a taxa do MMI. Além disso, segundo os autores, os dados empíricos parecem confirmar as suas conclusões.

Vejamos agora o impacto das taxas de juro do banco central no mercado acionista. Ekanayake et al. (2008) investigaram os efeitos de mudança nas taxas *target* do *federal funds* no desempenho das ações de 30 empresas listadas no índice Dow Jones (DJIA) nos anos de 1996 a 2007. O estudo examinou como o mercado de ações responde ao desempenho financeiro da taxa *target* do *Federal Funds*.

Os dados utilizados para a análise foram os preços das ações diárias das 30 empresas listadas no índice DJIA e os dados relativamente a taxa *target* do *federal funds*. Esses dados abrangem um período de 12 anos que se inicia em 2 de janeiro de 1990 e termina em 26 de março de 2007. Segundo os resultados obtidos, houve uma variação positiva e significativa nas taxas de retorno dos ativos quando se diminuiu a taxa *Target* do *federal funds*. Enquanto que na maioria dos casos se verifica uma variação negativa e significativa dos retornos nos dias em que a taxa *target* do *federal Funds* foi aumentada.

Kontonikas et al. (2013) examinou a resposta dos mercados de ações norte americano (*US Stock Returns*) às inovações nos *Federal Funds Rates* (FFR) entre 1989 e 2012, com enfoque na recente crise. Concluíram que, fora o período da crise, os preços no mercado de ações aumentaram, como resposta a uma súbita descida nos FFR. Entretanto, durante o período da crise (2007 a 2009), os mercados das ações não reagiram positivamente aos súbitos cortes nos

FFR, sendo esta segunda situação interpretada como um sinal de agravamento das futuras condições económicas. Este estudo também realça a severidade da crise e a ineficiência das políticas monetárias de colocar as taxas de juro próximas de zero.

Por fim, refira-se que os mercados financeiros e as taxas de juro reagem também a mudanças em outras variáveis macroeconómicas. Kitchen (1996) veio analisar o retorno das variáveis financeiras domésticas e internacionais às mudanças verificadas nas projeções do défice nos períodos de 1981-1994. A metodologia utilizada foi também a Regressão Linear que foi usada para analisar a resposta das variáveis financeiras a novas informações, ou seja, às respostas das projeções do défice.

O resultado do estudo demonstrou que o défice pode ser uma variável importante que ajuda a explicar o comportamento de diferentes variáveis do mercado financeiro. Verificou-se uma relação positiva entre as taxas de juro e as mudanças verificadas nas projeções do défice. Mas as respostas das taxas de juros às mudanças no défice não foram muito significativas, porque segundo o autor as mudanças projetadas para o défice são muitas vezes conhecidas antes do anúncio.

De modo geral estudos feitos neste campo apontam para um impacto positivo na variação das taxas de juro do banco central sobre as taxas de juro do tesouro. A magnitude desse impacto varia de país para país conforme as características económicas e financeiras de cada um.

Capítulo IV: Metodologia e Análise Empírica

O capítulo encontra-se organizado do seguinte modo, a primeira parte destina-se a metodologia e dados e das suas respetivas fontes. Numa segunda abordagem procede-se a uma análise preliminar das séries, no sentido de verificar a existência da estacionaridade. De seguida é realizada um conjunto de testes e a estimação do modelo ajustado, o GARCH. E por último será feita uma análise dos resultados obtidos após a estimação do modelo, onde vai ser apresentado conclusão sobre o efeito que uma variável causa na outra.

4.1. Metodologia

Existem diversos estudos sobre a persistência e a assimetria da volatilidade sobre os retornos das séries. Por exemplo o autor Elder (2001) no seu estudo sobre a análise do impacto que as mudanças no Federal Funds causa nos juros do bilhete de tesouro, fez uma comparação entre as séries utilizando o modelo ARCH e GARCH.

Pode-se apontar um outro exemplo de Tian e Hamoni (2015) que utilizou o modelo GARCH para estimar a volatilidade diária da taxa de juro a curto prazo no mercado euro-iene. Os autores retratam a possibilidade da utilização do modelo *ARMA–Realized GARCH (ARMA–RGARCH)* para detetar a volatilidade e os efeitos de reversão para a média do comportamento da taxa de juros.

Para testar a relação existente entre as duas séries temporais financeiras e assim, responder à pergunta de investigação, fez-se recolha de material bibliográfico relevante para a compreensão detalhada das dinâmicas e das características das séries temporais envolvidas, dando particular destaque aos artigos e revistas mais recentes sobre a temática em estudo. De igual modo, pretende-se proceder à recolha e à construção de uma base de dados sobre as duas séries financeiras, num período de 2007 a 2014 com dados diários, e de seguida proceder ao seu estudo econométrico. Este tratamento será feito recorrendo ao software *Eviews*. Para estudar a persistência e assimetria da volatilidade dos retornos das séries pretende-se utilizar método econométrico GARCH proposto por Bollerslev (1986). Tendo em conta que o objetivo deste trabalho é verificar se Spread das OTs influencia a volatilidade da taxa Euribor, o modelo GARCH afigura-se como adequado ao que se pretende estudar.

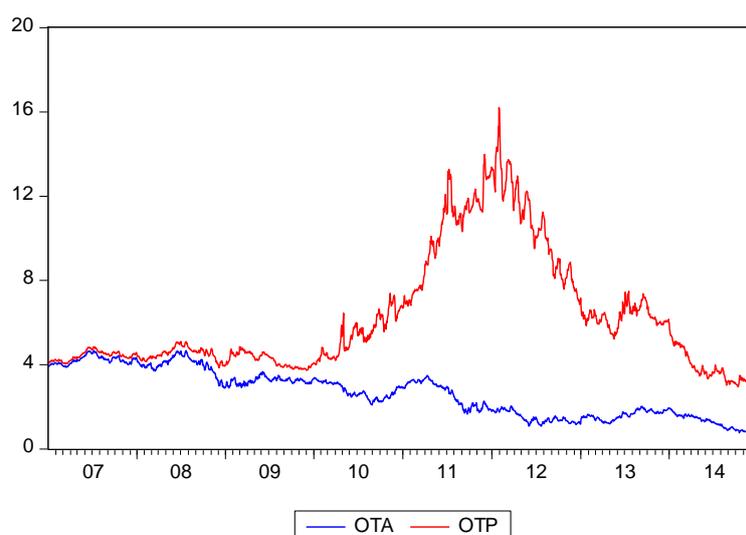
4.2. Dados

Serão tratados duas séries de dados financeiros com observações diárias no software Eviews 7.0: a taxa Euribor a 6 meses, que será denominada de *return_euribor6m* e *Spread* de Obrigação de Tesouro a 10 anos, designado por *return_spread_ot*. As séries abrangem um período de 2 de janeiro de 2007 a 31 de dezembro de 2014, correspondendo assim um total de 2040 observações, conforme mostra a figura 1.

No entanto para a aplicação prática do modelo GARCH, viu-se a necessidade de sincronizar as observações diárias de todas as séries mencionadas (Euribor a 6 meses, obrigação de tesouro de Portugal e de Alemanha com maturidades a 10 anos), para melhor estimação do mesmo. No final e após a sincronização das variáveis, obteve-se para cada uma das variáveis em estudo um total de 2040 observações.

Os dados acima referidos, foram recolhidos na base de dados *Datastream* para a variável Obrigação de Tesouro a 10 anos de Alemanha, Banco de Portugal (www.bportugal.pt) para obrigação de tesouro a 10 anos de Portugal e no site oficial do EMMI-European Money Markets Institute- (www.emmi-benchmarks.eu) para Euribor a 6 meses.

A Alemanha é a referência em termos de obrigações na zona euro, sendo vista o país onde é mais seguro investir, daí a importância da escolha da taxa de OT da Alemanha para o cálculo do spread.

Figura 1- Evolução da Taxa de obrigação de tesouro a 10 anos (Portugal e Alemanha)

Fonte: Datastream e banco de Portugal

Uma breve análise da figura 1, permite dizer que em meados 2007 já se inicia um afastamento entre as duas taxas de juro (OTA e OTP), que se aprofunda em 2008 e daí em diante. A partir de 2011, com a intervenção da chamada “troika”, FMI, BM e BCE, a implementação do programa de ajustamento feito pelo Governo e políticas monetárias feitas pelo BCE, as taxas de juro das OT de Portugal voltam a baixar até finais de 2014.

Para responder à pergunta de investigação, propõe-se primeiramente, fazer uma análise e tratamento de dados, em que a análise implica a escolha de um modelo econométrico.

Existem diversos modelos econométricos, mas o seu uso deve adequar-se aos objetivos do estudo, e neste caso, o objetivo do estudo assume que em termos absolutos, a volatilidade do retorno de Euribor a 6 meses será explicada pela volatilidade do spread das OT portuguesas.

Neste âmbito viu-se a necessidade de utilizar um modelo que se adequa aos objetivos, neste caso, a extensão do modelo ARCH proposto por Engle (1982), a um modelo GARCH generalizado e desenvolvido por Bollerslev (1986), que permitirá analisar a persistência e assimetria da volatilidade diária dos retornos das séries.

A escolha do modelo GARCH prende-se com um facto bem conhecido que é a grande variabilidade (volatilidade) das séries financeiras. A sua correta modelagem é feita recorrendo a modelos chamados Heterocedásticos, ou seja, modelos que levam em conta uma volatilidade que varia ao longo do tempo. Tal facto torna-se ainda mais evidente quando se leva em

consideração não as séries em si, mas os seus retornos onde se observa os chamados *clusters* de volatilidade. Desta forma a escolha de um modelo econométrico deve levar em consideração esse fenómeno. O modelo GARCH posiciona-se como mais adequado (Bollerslev, 1986).

Em termos teóricos, o modelo GARCH considera que a variância condicionada do processo de erro está relacionada com o quadrado dos valores passados da série e também com a variância condicionadas passadas.

4.3. Modelo GARCH

O modelo GARCH é conhecido por “Generalised Autoregressive Conditonal Heteroskedasticity” e traduz-se na seguinte fórmula:

$$Y_t = a + B'X_t + U_t \quad (1)$$

$$U_t \text{ iid } \sim N(0, h_t)$$

Onde h_t representa a variância de U_t que, no caso de um modelo GARCH (p, q), é dada por:

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad (2)$$

Introduzindo uma variável explicativa X a equação da variância será dada por:

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^m \mu_k X_k \quad (3)$$

Assim sendo, a série *Spread* é definida como sendo a variável explicativa da variância e foi calculada através da diferença entre a taxa de rendibilidade de Obrigação de Tesouro de Portugal a 10 anos e a taxa de rendibilidade de Obrigação de Tesouro da Alemanha a 10 anos, conforme a equação seguinte:

$$Spread_{ot} = ROTP_n - ROTA_n \quad (4)$$

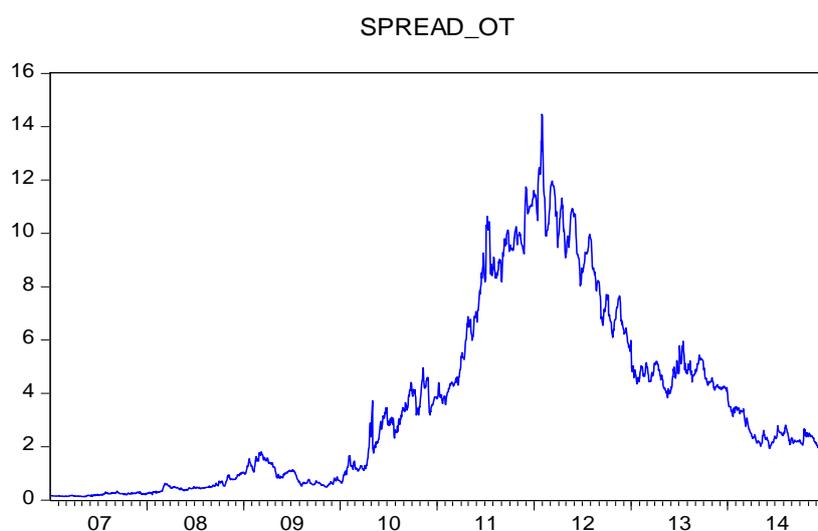
Em que

- R representa taxa de juro;
- OTP_n representa Obrigação de tesouro de Portugal num determinado dia;
- OTA_n representa Obrigação de Tesouro de Alemanha num determinado dia.

A figura 2 apresenta a evolução da referida taxa *Spread*.

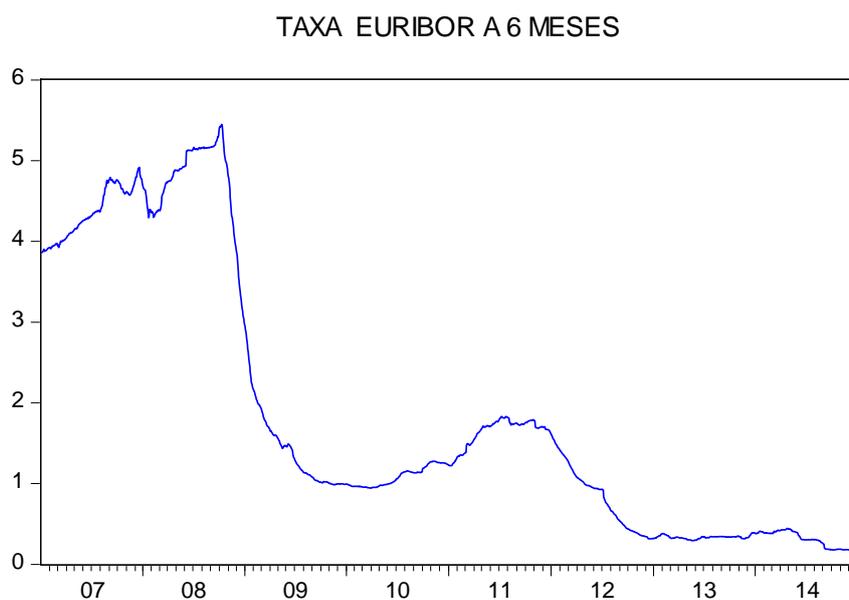
O primeiro passo será averiguar a existência da autocorrelação da série através do modelo ARMA com objetivo de perceber a dependência da série em estudo (Euribor) com o seu passado. Para isso é importante averiguar se ambas as séries são estacionárias ou não. Neste caso pode-se observar nas figuras 2 e 3 que as séries (spread_ot e Euribor_6m) aparentam médias e variância não constantes. Existem sinais evidentes que parecem indicar que as séries são não estacionárias. Um teste ADF, apresentado nos quadros A1 e A2 em anexo confirma as nossas suposições.

Figura 2- Séries não estacionárias (Spread_ot)



Fonte: output *Eviews*

Figura 3- Séries não estacionárias (Euribor a 6 meses)



Fonte: *European Money Markets*

4.4. Estacionarização das séries

Para obter a Estacionarização das séries é necessário proceder às suas transformações em séries de retorno. Segundo Brooks (2002:7-8) existem dois métodos para calcular o retorno numa sequência de preços diários, simples e composto, respetivamente:

$$\text{Retorno simples: } r_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \times 100 \quad (5)$$

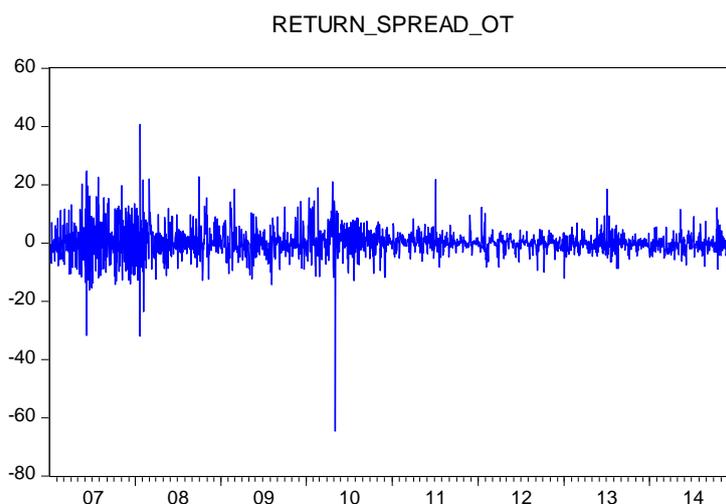
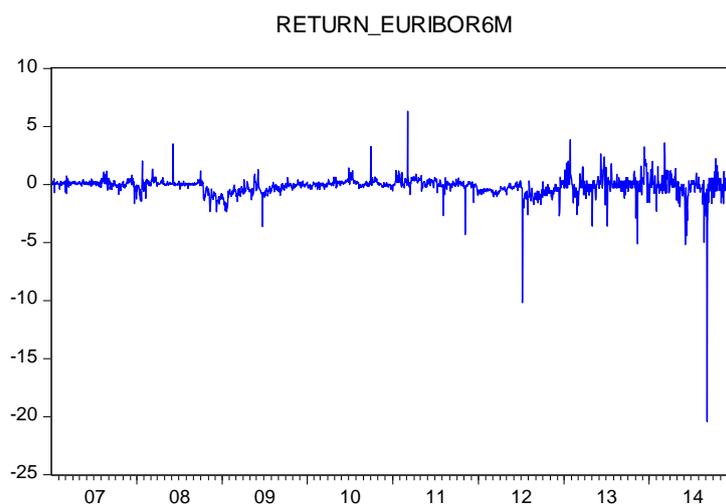
$$\text{Retorno composto: } r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 = (\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})) \times 100 \quad (6)$$

Tendo-se optado pela segunda versão, as duas novas séries são obtidas no *Eviews* com o comando *dlog* como se segue:

$$return_{euribor} = dlog(euribor6m) * 100 \quad (7)$$

$$return_{spread_{ot}} = dlog(spread_{ot}) * 100 \quad (8)$$

A aplicação da fórmula de retorno acima descrita deu origem a duas séries a que convencionou-se denominar de *return_spread_ot* e *return_euribor6m*. As figuras 4 e 5 apresentam as duas séries de retorno obtidas. Os quadros A3 e A4 em anexo apresentam os resultados do teste de estacionaridade para as duas novas séries.

Figura 4 – Retorno da série (*return_spread_ot*)Fonte: output *Eviews*Figura 5– Retorno da série (*return_euribor6m*)Fonte: output *Eviews*

Uma característica que ressalta à vista e muito presente nas séries de retorno, é a presença dos chamados “clusters” de volatilidade como refere o autor Mandelbrot (1963:418–419), no seu estudo sobre preços das *commodities*. O estudo concluiu que momentos de elevada volatilidade são seguidos de momentos de elevada volatilidade e momentos de baixa volatilidade são seguidos de momentos de baixa volatilidade. A título de exemplo ilustrado na figura 5, verifica-se pelo menos um *cluster* de elevada volatilidade para a série *return_euribor6m* nos últimos meses de 2014, chegando a valores em torno de -20%. Um cluster de baixa volatilidade pode ser observado nos meses de março a junho de 2007.

A taxa *Euribor* (European Interbank Offered Rate) é uma taxa oferecida em Euros que apresenta alto poder informativo pelo facto de se formar no mercado interbancário, por isso é importante perceber as suas oscilações, e ter em conta que é considerada como a taxa base para diversos produtos de taxas de juros. É utilizada como taxa de referência em empréstimos hipotecários e conta poupança, como por exemplo em Portugal essas taxas são recorrentes no segmento de crédito a habitação.

O motivo da série ter apresentado o retorno anormal de (20%) em 2014, podem ter justificativas teóricas que estejam relacionados com abrandamento do crescimento económica da área do Euro num período após crise financeira. Neste âmbito a política monetária do BCE relativamente às taxas de referências, tem sido pressionada no sentido descendente das diferentes taxas nomeadamente a *Euribor*. Segundo os autores Leão et al. (2011) as medidas tomadas pelo Banco Central sobre as taxas diretoras refletem nas taxas de juro do MMI, relativamente às subidas ou descidas dos juros.

Ribeirinho (2014:9), cita um exemplo que fala sobre a medida da política monetária não convencional adotada pelo BCE no sentido de reduzir as taxas de juro no setor não monetário. Por exemplo o facto de ter decidido baixar as taxas de operações principais de refinanciamento para 0,05%. Uma descida faz também baixar a taxa de juro do mercado monetário do euro. Ao observar a figura 3, nota-se que a taxa *Euribor* continuou a baixar até os finais de 2014.

4.5. Estatística descritivas

A análise da estatística descritiva e dos histogramas é também importante para evidenciar o comportamento das séries ao longo do tempo.

Nas figuras B1 e B2 em anexo, pode-se verificar que a média de *return_euribor6m* apresenta um valor negativo de 0.152819 e o desvio-padrão de 0.864268, com valores definidos no intervalo -20.42 a 6.30. Enquanto que *retur_spread_ot* apresenta um valor da média positivo, correspondente a 0.122189.

Ao compararmos ambos os valores constatamos que a média quando comparada com o desvio-padrão tem um valor muito mais reduzido.

Ao verificar o coeficiente da assimetria *skewness* o mesmo é negativo para as duas séries, no valor de 7.321753 para *return_euribor6m* e 4.495503 para *return_spread_ot*, pode verificar-se no histograma em anexo (figura B1 e B2), que este valor pode significar uma extensão do lado direito do histograma. Através do teste *Jarque-Bera* é possível comprovar que há excesso de *kurtosis* para ambas as séries. A existência de *outliers* (observações extremas em ambas as séries) contribui para que o teste *Jarque-Bera* rejeite a Hipótese nula de normalidade da distribuição do retorno, isto é, nos indica que os dados não seguem uma distribuição normal.

4.6. Modelo para a média do retorno da variável Euribor

O nosso estudo orienta-se inicialmente por determinar uma equação para a média do retorno da variável Euribor Y_t , que não seja autocorrelacionado. Uma abordagem *naive* seria dizer que o retorno é sempre uma constante. Os resultados desta primeira abordagem estão descritos no quadro A9 em anexo.

Uma observação dos resíduos mostra claramente a existência de autocorrelação no modelo (persistência de autocorrelação até o lags 36), conforme mostra a figura B3 em anexo.

De acordo com o correlograma, rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos.

Desta forma procedeu-se à estimação de ARMA (p, q), com p e q no máximo de 2. Os resultados da estimação do modelo ARMA (p, q) em anexo (quadros A5, A6, A7 e A8), indicam que os resíduos são auto-correlacionados. Como se pode verificar no quadro A6 em anexo o termo MA (2) não é estatisticamente significativo num dos modelos por apresentar um *p-value* muito elevado (0.9668), sendo então excluído do modelo. Ficou-se então com o modelo ARMA (2,1), em que todos os coeficientes são significativos.

4.7. Teste de autocorrelação ao resíduo do modelo ARMA (2,1)

Após a estimação do modelo (quadro 1), fez-se o teste da autocorrelação ao resíduo do modelo ARMA (2,1) e constatou-se a inexistência de autocorrelação, conforme indica o quadro A10 em anexo. Fez-se também um teste ao quadrado dos resíduos para deteção do efeito ARCH e os resultados encontram-se no quadro A11 em anexo. Os testes apontam para a não existência do efeito ARCH.

Quadro 1- Resultados da estimação do modelo ARMA (2,1)

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 10/19/17 Time: 14:56

Sample: 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037

Convergence achieved after 23 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006861	0.004345	-1.578968	0.1145
RETURN_EURIBOR6M(-1)	1.074791	0.027539	39.02807	0.0000
RETURN_EURIBOR6M(-2)	-0.118264	0.018628	-6.348683	0.0000
MA(1)	-0.810279	0.026124	-31.01674	0.0000
SIGMASQ	0.567279	0.002629	215.7607	0.0000
R-squared	0.240855	Mean dependent var		-0.153071
Adjusted R-squared	0.239361	S.D. dependent var		0.864655
S.E. of regression	0.754105	Akaike info criterion		2.276407
Sum squared resid	1155.548	Schwarz criterion		2.290200
Log likelihood	-2313.521	Hannan-Quinn criter.		2.281467
F-statistic	161.1740	Durbin-Watson stat		1.999400
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.81			

Fonte: Output *Eviews*

Contudo, uma observação gráfica dos resíduos do modelo, representado na figura B5 em anexo, parece evidenciar a existência do efeito ARCH. São visíveis os chamados *clusters* de volatilidade. Desta forma optou-se por realizar um teste mais robusto para detetar a existência ou não do efeito ARCH não lineares. Trata-se dos testes combinados White's com Harvey (White 1980, Harvey 1976). O teste White de uma forma geral utiliza na estatística de teste de deteção de heterocedasticidade não só os regressores, mas também os seus quadrados e o produto cruzado entre eles (White 1980). A título de exemplo se se pretende estimar a equação:

$$y_1 = b_1 + b_1x_t + +b_2z_t + e_t \quad (9)$$

a estatística de teste é determinada com base na seguinte regressão:

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 z_t + \alpha_3 x_t^2 + \alpha_4 z_t^2 + \alpha_5 x_t z_t + v_t \quad (10)$$

O Harvey por outro lado determina a estatística de teste com base na seguinte regressão

$$e_t^2 = \exp(\alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 z_t) + v_t \quad (11)$$

onde x_t e z_t são as variáveis independentes.

O resultado do teste encontra-se no A12 em anexo. O valor de *p-value* da estatística de teste leva a concluir que existem efeitos ARCH, assim sendo, opta-se por manter a estimação do modelo com ARCH tendo em conta os resultados.

4.8. Estimação do modelo ARCH (p)

A título exemplificativo, segundo Engle (1982) a equação para a média e a variância do modelo é dada pela seguinte forma, assumindo um ARCH (1):

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + MA(1) + u_t \quad (12)$$

$$u_t \sim iid N(0, h_t)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 \quad (13)$$

Ou seja $Y_t \sim ARMA(2,1) + ARCH(1)$.

A estimação do modelo ARMA (2,1) +ARCH (1,1) resultou numa equação em que todos os coeficientes são estatisticamente significativos:

Os valores de *p-value* para todos os coeficientes envolvidos na média e na variância são estatisticamente significativos. Desta forma estuda-se a adequação do modelo analisando resíduos da estimação. Dessa análise concluiu-se ser necessário incluir na equação da média além do termo MA (1), os termos MA (2) e MA (9) para a correta captação de todo o efeito de autocorrelação. Os resultados da nova estimação com esses termos encontram-se no quadro A14 em anexo.

A significância dos coeficientes GARCH validam de certa forma a escolha do modelo GARCH no estudo.

Analisou-se de seguida a normalidade da distribuição dos resíduos da estimação. Os resultados encontram-se na figura B4 em anexo. É evidente a não normalidade dos mesmos, confirmada pelo teste Jarque-Bera.

Desta forma, para acomodar a não normalidade dos resíduos, assume-se a distribuição ajustada *t-student* para os resíduos e estima-se um novo modelo cujo os resultados estão no quadro 2 a seguir. Esta última estimação será o modelo GARCH que vai ser utilizada na próxima secção com a inclusão de uma variável explicativa.

Quadro 2- Modelo ajustado t-student

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
 Date: 09/07/17 Time: 18:30
 Sample (adjusted): 1/04/2007 12/31/2014
 Included observations: 2038 after adjustments
 Convergence achieved after 15 iterations
 MA Backcast: 12/22/2006 1/03/2007
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000976	0.001193	-0.817771	0.4135
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.973481	0.004573	212.8943	0.0000
MA(1)	-0.586685	0.021197	-27.67756	0.0000
MA(2)	-0.156428	0.021324	-7.335956	0.0000
MA(9)	-0.028038	0.012657	-2.215259	0.0267
Variance Equation				
C	0.010617	0.002693	3.942159	0.0001
RESID(-1)^2	0.375985	0.083931	4.479703	0.0000
GARCH(-1)	0.766834	0.021651	35.41718	0.0000
T-DIST. DOF	2.536385	0.134824	18.81263	0.0000
R-squared	0.223337	Mean dependent var		-0.152932
Adjusted R-squared	0.221809	S.D. dependent var		0.864465
S.E. of regression	0.762589	Akaike info criterion		0.806616
Sum squared resid	1182.274	Schwarz criterion		0.831433
Log likelihood	-812.9417	Hannan-Quinn criter.		0.815720
Durbin-Watson stat	2.231923			
Inverted MA Roots	.86	.60+.36i	.60-.36i	.17-.62i
	.17+.62i	-.30-.56i	-.30+.56i	-.60+.22i
	-.60-.22i			

Fonte: Output *Eviews*

Um dos requisitos para que a variância condicionada do modelo seja finita é importante que o modelo seja estacionário, e que a soma dos parâmetros do modelo GARCH (1,1), seja inferior a um. Tal não se verifica na última estimação (quadro 2), onde a soma dos dois parâmetros totaliza 1.1427(0.375985+0.766834). Torna-se apropriado a utilização do modelo IGARCH que impõe a soma dos coeficientes iguais a um. Os resultados encontram-se no quadro 3 a seguir.

Quadro 3- Modelo IGARCH

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: ML ARCH - Student's t distribution (BHHH / EViews legacy)

Date: 10/19/17 Time: 15:15

Sample: 1/04/2010 12/31/2014

Included observations: 1276

Convergence achieved after 48 iterations

MA Backcast: 12/18/2009 12/31/2009

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6)*RESID(-1)^2 + (1 - C(6))*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000289	0.001232	0.234826	0.8143
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.962333	0.008726	110.2808	0.0000
MA(1)	-0.651741	0.016965	-38.41734	0.0000
MA(2)	-0.154861	0.015488	-9.999057	0.0000
MA(9)	-0.019001	0.013309	-1.427732	0.1534
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.003336	0.000721	4.628538	0.0000
GARCH(-1)	0.996664	0.000721	1382.886	0.0000
T-DIST. DOF	2.946371	0.148083	19.89681	0.0000
R-squared	0.173419	Mean dependent var	-0.137937	
Adjusted R-squared	0.170818	S.D. dependent var	1.002519	
S.E. of regression	0.912888	Akaike info criterion	1.183237	
Sum squared resid	1059.206	Schwarz criterion	1.211497	
Log likelihood	-747.9049	Hannan-Quinn criter.	1.193850	
Durbin-Watson stat	2.136853			
Inverted MA Roots	.88	.57+.33i	.57-.33i	.16-.59i
	.16+.59i	-.28-.53i	-.28+.53i	-.57-.21i
	-.57+.21i			

Fonte: output *Eviews*

4.9. Estimação do modelo com variável explicativa (*spread* *ot*)

Na secção anterior ficou estabelecido o melhor modelo GARCH para Euribor. Por forma a determinar se a variável *spread* influencia a variância de euribor, vai-se introduzir a variável *spread* na equação da variância. Deste modo define-se a equação para a média e a para a variância do modelo com variável explicativa da seguinte forma:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + MA(1) + MA(2) + MA(9) + u_t \quad (14)$$

$$u_t \sim iid N(0, h_t)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} + \delta_0 X_t \quad (15)$$

Onde X_t é a variável explicativa para a variância, neste caso, o retorno do *spread*.

Os resultados do modelo encontram-se no quadro A16 em anexo.

Observa-se que a variável *spread* em t é significativa, conforme se pode ver pelo baixo valor do *p-value* associado ao seu coeficiente. Entretanto introduz-se um desfasamento temporal $t-1$ (um desfasamento de *return_spread_ot* em relação a *return_euribor6m*). Isto acontece porque não se exclui a possibilidade de haver efeito de *return_euribor6m* sobre *return_spread_ot*, ou seja, não se exclui a possibilidade de haver o problema de endogeneidade. Os resultados da nova estimação encontram-se no quadro 4 em baixo.

Quadro 4 - Estimação do modelo com variável explicativa

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 10/19/17 Time: 15:38

Sample: 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037

Convergence achieved after 35 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 12/25/2006 1/04/2007

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6)*RESID(-1)^2 + (1 - C(6))*GARCH(-1) + C(7)

*RETURN_SPREAD_OT(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000556	0.000868	-0.640133	0.5221
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.978169	0.003891	251.3925	0.0000
MA(1)	-0.611788	0.018172	-33.66683	0.0000
MA(2)	-0.154153	0.018799	-8.199903	0.0000
MA(9)	-0.031108	0.012519	-2.484743	0.0130

Variance Equation

RESID(-1)^2	0.096910	0.006421	15.09172	0.0000
GARCH(-1)	0.903090	0.006421	140.6370	0.0000
RETURN_SPREAD_OT(-1)	0.000305	0.000137	2.225598	0.0260
T-DIST. DOF	3.275070	0.111397	29.39994	0.0000

R-squared	0.226712	Mean dependent var	-0.153071
Adjusted R-squared	0.225189	S.D. dependent var	0.864655
S.E. of regression	0.761098	Akaike info criterion	0.860175
Sum squared resid	1177.076	Schwarz criterion	0.882244
Log likelihood	-868.0884	Hannan-Quinn criter.	0.868271
Durbin-Watson stat	2.194745		

Inverted MA Roots	.88	.60+.36i	.60-.36i	.17-.63i
	.17+.63i	-.30-.56i	-.30+.56i	-.60-.22i
	-.60+.22i			

Fonte: Output *Eviews*

Um aumento de 1 (p.p.) no return spread leva a um aumento de 0.000305 na variância (para uma variância mediana de 0.129). Trata-se de um valor economicamente pequeno. O que aliás se vê também na comparação entre o coeficiente do return spread e do $\text{resid}(-1)^2$ e $\text{garch}(-1)$.

O resultado indica que na equação da variância, a variável explicativa (*return_spread_ot*) com um desfasamento é estatisticamente significativa. Testa-se de seguida se a mesma serve para explicar a média de *return_euribor6m*, conforme a quadro 5.

Observa-se que a variável *return_spread_ot* (t-1) na equação da média não é estatisticamente significativo, apresentando um p-value de 0.5578, associado ao seu coeficiente.

Quadro 5- Estimação do modelo com variável explicativa

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 10/19/17 Time: 15:38

Sample: 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037

Convergence achieved after 33 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 12/25/2006 1/04/2007

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7)*RESID(-1)^2 + (1 - C(7))*GARCH(-1) + C(8)

*RETURN_SPREAD_OT(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000629	0.000864	-0.728263	0.4665
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.978202	0.003872	252.6548	0.0000
RETURN_SPREAD_OT(-1)	0.000302	0.000515	0.586059	0.5578
MA(1)	-0.612450	0.018170	-33.70685	0.0000
MA(2)	-0.155004	0.018806	-8.242394	0.0000
MA(9)	-0.031338	0.012465	-2.514200	0.0119
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.096685	0.006412	15.07778	0.0000
GARCH(-1)	0.903315	0.006412	140.8693	0.0000
RETURN_SPREAD_OT(-1)	0.000304	0.000137	2.219675	0.0264
T-DIST. DOF	3.271840	0.111176	29.42942	0.0000
R-squared	0.226850	Mean dependent var	-0.153071	
Adjusted R-squared	0.224947	S.D. dependent var	0.864655	
S.E. of regression	0.761217	Akaike info criterion	0.861075	
Sum squared resid	1176.866	Schwarz criterion	0.885903	
Log likelihood	-868.0053	Hannan-Quinn criter.	0.870183	
Durbin-Watson stat	2.194216			
Inverted MA Roots	.88	.60+.36i	.60-.36i	.17-.63i
	.17+.63i	-.30-.56i	-.30+.56i	-.61-.22i
	-.61+.22i			

Fonte: Output *Eviews*

As várias tentativas realizadas levaram a que se suspeitasse da possibilidade de haver dois comportamentos distintos na relação entre as duas séries motivadas pelo efeito da crise de 2008. Sendo assim, realizou-se novas estimações para um período pós-crise financeira do *Subprime*, abrangendo os anos 2010 a 2014. Tal estimação é realizada na secção seguinte.

4.10. Estimação do modelo com variável explicativa (*return_spread_ot*) a partir de 2010

Quadro 6- Estimação do modelo com variável explicativa (*return_spread_ot*)

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 10/19/17 Time: 15:39

Sample: 1/04/2010 12/31/2014

Included observations: 1276

Convergence achieved after 55 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 12/18/2009 12/31/2009

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7)*RESID(-1)^2 + (1 - C(7))*GARCH(-1) + C(8)

*RETURN_SPREAD_OT(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000871	0.001005	-0.866615	0.3862
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.973846	0.006613	147.2680	0.0000
RETURN_SPREAD_OT(-1)	0.001779	0.000759	2.343439	0.0191
MA(1)	-0.669830	0.016224	-41.28528	0.0000
MA(2)	-0.168608	0.015662	-10.76532	0.0000
MA(9)	-0.033272	0.011912	-2.793203	0.0052

Variance Equation

RESID(-1)^2	0.005501	0.001643	3.348036	0.0008
GARCH(-1)	0.994499	0.001643	605.2809	0.0000
RETURN_SPREAD_OT(-1)	0.000251	0.000123	2.032523	0.0421

T-DIST. DOF	2.660989	0.101419	26.23764	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.172553	Mean dependent var	-0.137937
Adjusted R-squared	0.169295	S.D. dependent var	1.002519
S.E. of regression	0.913725	Akaike info criterion	1.178403
Sum squared resid	1060.316	Schwarz criterion	1.214738
Log likelihood	-742.8209	Hannan-Quinn criter.	1.192048
Durbin-Watson stat	2.127893		

Inverted MA Roots	.92	.61-.35i	.61+.35i	.17-.63i
	.17+.63i	-.30-.57i	-.30+.57i	-.61-.23i
	-.61+.23i			

Fonte: Output Eviews

Desta forma, utilizando o modelo GARCH num período mais curto (2010 a 2014), e conforme os resultados obtidos no quadro 6, conseguiu-se comprovar a existência do efeito positivo tanto na equação da média como da variância, embora esta relação seja muito ténua conforme atestam a magnitude dos coeficientes obtidos. Este efeito do spread das OTs sobre a média pode dever-se em parte à crise da dívida soberana na zona euro.

Também, ressalta à vista a forte relação que a média de *return_euribor6m* tem em relação ao seu valor em t-1.

Capítulo V: Conclusão

Tendo em conta que o objetivo se centra em verificar se a série o spread das OT Portuguesas influencia a volatilidade da taxa Euribor, fez-se a estimação de um modelo ajustado. A aplicação do método GARCH implicou um conjunto de procedimentos que se iniciou com a seleção das variáveis, tratamento dos dados e por conseguinte a estimação do modelo, para assim poder concluir se de facto uma variável causa influência na outra.

A crise originou um aumento das taxas de juro das OTs, colocando em risco grande parte dos bancos que as detinham devido a duvidas sobre a sua solvabilidade. Em consequência houve um aumento nas taxas do MMI.

Após a estimação do modelo utilizando variável explicativa, verificou-se dois comportamentos distintos para um período mais longo e período mais curto (após crise). Sendo assim, o resultado para período 2007 a 2014, abrangendo um período mais longo, indica que na equação da variância, a variável explicativa spread das OTs Portuguesas com um desfasamento é estatisticamente significativo para a volatilidade da Euribor a 6 meses, enquanto que a equação da média não é significativa. Relativamente ao período pós crise Subprime (2010-2014) conseguiu-se comprovar a existência do efeito positivo tanto na equação da média como da variância. Entretanto existem limitações quanto à inferência que se pode fazer sobre os resultados deste estudo. A mais evidente é que não se pode afirmar categoricamente que a variável spread é uma determinante da taxa Euribor. Uma outra limitação deste estudo prende-se com o facto de ser utilizado apenas uma variável explicativa. Num mercado globalizado e altamente interligado é fácil concluir que o comportamento de uma determinada variável é quase sempre influenciado por um conjunto de outras variáveis.

De todo modo, o estudo demonstra que a taxa Euribor não é imune às influencias do spread das OTs. Por conseguinte o BCE deve ter em consideração nas suas decisões de política monetária, a evolução das taxas OTs de cada um dos Estados-membros.

Para futuras investigação em estudos semelhantes propõe-se a utilização de mais do que uma variável, como por exemplo índices de referência do mercado de capitais, com objetivo de avaliar quem apresenta maior influência na Euribor, utilizando outros modelos GARCH, como o EGARCH.

Referências Bibliográficas

- Asteriou, Dimitrios e Stephen Hall (2007), *Applied Econometrics a Modern Approach*, New York, Palgrave Macmillan.
- Brooks, Chris (2008), *“Introductory Econometrics for Finance”*, The ICMA Centre, University of Reading, Second Edition.
- Cook, Timothy e thomas Hahn, (1989), “The Effect of Changes In The Federal Funds Rate Target On Market Interest Rates In The 1970s”, *Journal of Monetary Economics*, 24: 331–351.
- Costa, Paulo e Tara Baidya (2001), “Propriedades Estatísticas Das Séries De Retornos Das Principais Ações Brasileiras”, *working paper: XXI(1)*, pp.61-87
- Duarte, Pedro (2014), *A Crise do Euro e a Influência Germânica*, Dissertação de Mestrado em Economia Internacional e Estudos Europeus, Lisboa, ISEG.
- Ekanayake, E.M., Robin Rance e Mihalios Halkides (2008) “Effects Of Federal Funds Target Rate Changes On Stock Price”, *International Journal of Business and Finacial Research*, 2(1).
- Elder, John (2001) “Can The Volatility Of The Federal Funds Rate Explain The Time-varying Risk Premium In Treasury Bill Returns?”, *Journal of Macroeconomics*, 23 (1): 73-97.
- Engle, Robert (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the Unit Kingdom Inflation” *Journal Article*, 4: 987-1007.
- Furriel, Ana Margarida (2011), *Modelos Heterocedásticos-ARCH e GARCH*, *Dissertação de Mestrado em Métodos Quantitativos para Economia e Gestão*, Porto, Universidade do Porto.
- Glosten, Laurence, Ravi Jagannathan e David Runkle (1993), “On The Relation Between The Expected Value And The Volatility Of The Nominal Excess Return On Stocks”, *Journal of Finance*, XLVIII(5)
- Gonçalves, Nuno (2012), *As Obrigações Do Tesouro E Os Swaps De Risco De Incumprimento-Análise Da Sua Inter-Relação Aplicada Ao Caso Português*, Dissertação de Mestrado em Finanças Empresariais, Faro, Universidade do Algarve.
- Harvey, Andrew (1976), “Estimating Regression Models With Multiplicative Heteroscedasticity” *Journal of the Econometric Society*, 3: 461-465.
- Kitchen, John (1996) “Domestic And Internacional Financial Market Responses To Federal Deficit Announcements”, *Journal of International Money and Finance*, 15: 239-254.

- Kontonikas, Alexandros, Ronald MacDonald e Aman Saggi (2013), “Stock Market Reaction To Fed Found Rate Surprises: State Dependence And The Financial Crisis”, *Journal of Banking & Finance*, 37: 4025–4037.
- Lagoa, Sérgio, Emanuel Leão e Ricardo Mamede (no prolo), “Financialisation in the european periphery and the sovereign debt crisis: the Portuguese case”, *Journal of Economic Issues*.
- Lagoa, Sérgio, Emanuel Leão, Ricardo Mamede e Ricardo Barradas (2014), “Financialisation and the Financial and Economic Crises: The Case of Portugal”, *Studies in Financial Systems* 24.
- Leao, Emanuel e Sérgio Lagoa (2015), “A Contribution To The Study Of The German Treasury Bills Market”, *working paper: Cogent Economics & Finance* 1024927.
- Leão, Emanuel, Pedro Leão e Sérgio Lagoa (2011), *Política Monetária e Mercados Financeiros*, Lisboa, Edições Sílabo.
- Lee, Jim (2002), “Federal Funds Rate Target Changes And Interest Rate Volatility” *Journal of Economics and Business*, 54: 159–191.
- Lee, Jim (2006), “The Impact of Federal Funds Target On Interest Rate Volatility”, *International Review of Economics and Finance*, 15: 241–259.
- Mamede, Ricardo, João Rodrigues, Nuno Teles e Ricardo Cabral (2013), “*Portugal no Contexto Europeu*” conferência Economia Portuguesa propostas com futuro, Lisboa, Fundação Calouste Gulbenkian.
- Mandelbrot, Benoit (1963), “The Variance of Certain Speculative Prices”, *Journal of Business*, 4: 394-419.
- Manual de instruções de Eviews 7.
- Michelitti, Bruna (2008), “A crise das hipotecas subprime nos EUA e nos seus desdobramentos” Monografia de Bacharel em Ciências Económicas, Campinas, UNICAMP.
- Pinto, Mariana (2014), “a crise de dívida soberana na área do euro” Dissertação de Mestrado em Economia, Porto, FEP.
- Teixeira, Sandra (2015), “*O papel regulador do banco central europeu e a crise da dívida soberana - efeito na concessão de financiamento às empresas portuguesas*” Dissertação de Mestrado em Contabilidade e Finanças, Bragança, IPB.
- Tian, Shuairu e Shigeyuki Hamori (2015), “Modeling interest rate volatility: A realized GARCH approach” *Journal of Banking & Finance*, 158-171.
- White, Halbert (1980), “A heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Journal of the Econometric Society*, 4:817-838.

ANEXOS

Anexo A- Anexo de Quadros

Quadro A1- Resultado do teste ADF da série euribor6m

Null Hypothesis: EURIBOR6M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.090140	0.7218
Test critical values:		
1% level	-3.433373	
5% level	-2.862761	
10% level	-2.567467	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EURIBOR6M)

Method: Least Squares

Date: 10/20/17 Time: 17:09

Sample (adjusted): 1/16/2007 12/31/2014

Included observations: 2030 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EURIBOR6M(-1)	-0.000141	0.000130	-1.090140	0.2758
D(EURIBOR6M(-1))	0.381900	0.022177	17.22072	0.0000
D(EURIBOR6M(-2))	0.159945	0.023649	6.763163	0.0000
D(EURIBOR6M(-3))	0.058144	0.023874	2.435441	0.0150
D(EURIBOR6M(-4))	0.060330	0.023891	2.525233	0.0116
D(EURIBOR6M(-5))	0.040617	0.023909	1.698793	0.0895
D(EURIBOR6M(-6))	0.042403	0.023887	1.775129	0.0760
D(EURIBOR6M(-7))	0.010884	0.023867	0.456046	0.6484
D(EURIBOR6M(-8))	0.025954	0.023595	1.099986	0.2715
D(EURIBOR6M(-9))	0.078351	0.022076	3.549231	0.0004
C	-1.29E-06	0.000322	-0.004014	0.9968

R-squared	0.479338	Mean dependent var	-0.001827
Adjusted R-squared	0.476759	S.D. dependent var	0.013317
S.E. of regression	0.009633	Akaike info criterion	-6.441804
Sum squared resid	0.187359	Schwarz criterion	-6.411374

Log likelihood	6549.431	Hannan-Quinn criter.	-6.430639
F-statistic	185.8758	Durbin-Watson stat	2.001516
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fonte: output *Eviews*

Quadro A2- Resultado do teste ADF da série spread_ot

Null Hypothesis: SPREAD_OT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.354771	0.6058
Test critical values:		
1% level	-3.433365	
5% level	-2.862758	
10% level	-2.567465	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SPREAD_OT)

Method: Least Squares

Date: 10/20/17 Time: 17:11

Sample (adjusted): 1/09/2007 12/31/2014

Included observations: 2035 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPREAD_OT(-1)	-0.001342	0.000990	-1.354771	0.1756
D(SPREAD_OT(-1))	0.182578	0.022088	8.265926	0.0000
D(SPREAD_OT(-2))	0.066988	0.022457	2.982953	0.0029
D(SPREAD_OT(-3))	-0.008077	0.022461	-0.359607	0.7192
D(SPREAD_OT(-4))	-0.095925	0.022096	-4.341264	0.0000
C	0.005592	0.004824	1.159162	0.2465
R-squared	0.051161	Mean dependent var		0.000977
Adjusted R-squared	0.048823	S.D. dependent var		0.152898
S.E. of regression	0.149119	Akaike info criterion		-0.965197
Sum squared resid	45.11797	Schwarz criterion		-0.948632
Log likelihood	988.0876	Hannan-Quinn criter.		-0.959120
F-statistic	21.88064	Durbin-Watson stat		1.993670
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Output *Eviews*

Quadro A3- Resultado do teste ADF do return_ euribor6m

Null Hypothesis: RETURN_EURIBOR6M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.256485	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433373	
5% level	-2.862761	
10% level	-2.567467	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RETURN_EURIBOR6M)

Method: Least Squares

Date: 10/20/17 Time: 17:12

Sample (adjusted): 1/16/2007 12/31/2014

Included observations: 2030 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN_EURIBOR6M(-1)	-0.256118	0.031020	-8.256485	0.0000
D(RETURN_EURIBOR6M(-1))	-0.474342	0.034218	-13.86232	0.0000
D(RETURN_EURIBOR6M(-2))	-0.379242	0.034890	-10.86965	0.0000
D(RETURN_EURIBOR6M(-3))	-0.302071	0.034728	-8.698229	0.0000
D(RETURN_EURIBOR6M(-4))	-0.200575	0.034070	-5.887166	0.0000
D(RETURN_EURIBOR6M(-5))	-0.171055	0.032824	-5.211231	0.0000
D(RETURN_EURIBOR6M(-6))	-0.152120	0.030620	-4.967914	0.0000
D(RETURN_EURIBOR6M(-7))	-0.105815	0.027381	-3.864623	0.0001
D(RETURN_EURIBOR6M(-8))	-0.108249	0.022150	-4.887150	0.0000
C	-0.040031	0.017372	-2.304351	0.0213
R-squared	0.360027	Mean dependent var		-5.08E-05
Adjusted R-squared	0.357176	S.D. dependent var		0.939376
S.E. of regression	0.753157	Akaike info criterion		2.275827
Sum squared resid	1145.835	Schwarz criterion		2.303491
Log likelihood	-2299.965	Hannan-Quinn criter.		2.285977
F-statistic	126.2650	Durbin-Watson stat		1.999337
Prob(F-statistic)	0.000000			

Quadro A4-Resultado do teste ADF do return_spread_ot

Null Hypothesis: RETURN_SPREAD_OT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-30.80371	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433362	
5% level	-2.862757	
10% level	-2.567464	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RETURN_SPREAD_OT)

Method: Least Squares

Date: 10/20/17 Time: 17:14

Sample (adjusted): 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN_SPREAD_OT(-1)	-1.001433	0.032510	-30.80371	0.0000
D(RETURN_SPREAD_OT(-1))	-0.073996	0.022105	-3.347456	0.0008
C	0.126336	0.112764	1.120366	0.2627
R-squared	0.543253	Mean dependent var		0.000907
Adjusted R-squared	0.542804	S.D. dependent var		7.522016
S.E. of regression	5.086106	Akaike info criterion		6.092374
Sum squared resid	52616.47	Schwarz criterion		6.100649
Log likelihood	-6202.083	Hannan-Quinn criter.		6.095410
F-statistic	1209.617	Durbin-Watson stat		1.992860
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Output *Eviews*

Quadro A5- Resultados de ARMA (1,1)

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: Least Squares

Date: 08/30/17 Time: 22:44

Sample (adjusted): 1/04/2007 12/31/2014

Included observations: 2038 after adjustments

Convergence achieved after 7 iterations

MA Backcast: 1/03/2007

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011822	0.005250	-2.251628	0.0245
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.924376	0.013633	67.80501	0.0000
MA(1)	-0.712720	0.025063	-28.43717	0.0000
R-squared	0.235479	Mean dependent var		-0.152932
Adjusted R-squared	0.234728	S.D. dependent var		0.864465
S.E. of regression	0.756233	Akaike info criterion		2.280535
Sum squared resid	1163.792	Schwarz criterion		2.288808
Log likelihood	-2320.866	Hannan-Quinn criter.		2.283570
F-statistic	313.3991	Durbin-Watson stat		1.892595
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.71			

Fonte: Output *Eviews*

Quadro A6- Resultados de ARMA (2,2)

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: Least Squares

Date: 08/23/17 Time: 17:23

Sample (adjusted): 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

MA Backcast: 1/03/2007 1/04/2007

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006857	0.004351	-1.576072	0.1152
RETURN_EURIBOR6M(-1)	1.066666	0.248974	4.284249	0.0000
RETURN_EURIBOR6M(-2)	-0.110100	0.232859	-0.472820	0.6364
MA(1)	-0.801955	0.249797	-3.210431	0.0013
MA(2)	-0.007720	0.185302	-0.041663	0.9668
R-squared	0.240858	Mean dependent var		-0.153071
Adjusted R-squared	0.239363	S.D. dependent var		0.864655
S.E. of regression	0.754104	Akaike info criterion		2.275879
Sum squared resid	1155.544	Schwarz criterion		2.289672
Log likelihood	-2312.983	Hannan-Quinn criter.		2.280939
F-statistic	161.1762	Durbin-Watson stat		1.999804
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.81	-.01		

Fonte: Output *Eviews*

Quadro A7- Resultados de ARMA (2,1)

Method: Least Squares

Date: 08/23/17 Time: 17:24

Sample (adjusted): 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

MA Backcast: 1/04/2007

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006749	0.003573	-1.889064	0.0590
RETURN_EURIBOR6M(-1)	1.077069	0.036622	29.41031	0.0000
RETURN_EURIBOR6M(-2)	-0.119818	0.029755	-4.026786	0.0001
MA(1)	-0.812439	0.027706	-29.32376	0.0000
R-squared	0.240857	Mean dependent var		-0.153071
Adjusted R-squared	0.239737	S.D. dependent var		0.864655
S.E. of regression	0.753919	Akaike info criterion		2.274898
Sum squared resid	1155.545	Schwarz criterion		2.285932
Log likelihood	-2312.984	Hannan-Quinn criter.		2.278946
F-statistic	215.0067	Durbin-Watson stat		1.999642
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.81			

Fonte: Output *Eviews*

Quadro A8- Resultados de ARMA (1,2)

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: Least Squares

Date: 08/30/17 Time: 23:12

Sample (adjusted): 1/04/2007 12/31/2014

Included observations: 2038 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

MA Backcast: 1/02/2007 1/03/2007

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008157	0.004160	-1.960665	0.0501
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.948248	0.011945	79.38655	0.0000
MA(1)	-0.684517	0.025418	-26.93045	0.0000
MA(2)	-0.092245	0.023694	-3.893242	0.0001
R-squared	0.240815	Mean dependent var		-0.152932
Adjusted R-squared	0.239696	S.D. dependent var		0.864465
S.E. of regression	0.753774	Akaike info criterion		2.274513
Sum squared resid	1155.669	Schwarz criterion		2.285543
Log likelihood	-2313.728	Hannan-Quinn criter.		2.278559
F-statistic	215.0633	Durbin-Watson stat		1.997929
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.80		-.12	

Fonte: Output *Eviews*

Quadro A9-Resultados da estimação do modelo $Y_t=C$

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: Least Squares

Date: 08/23/17 Time: 16:46

Sample (adjusted): 1/03/2007 12/31/2014

Included observations: 2039 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.152819	0.019140	-7.984317	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.152819
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.864268
S.E. of regression	0.864268	Akaike info criterion		2.546623
Sum squared resid	1522.303	Schwarz criterion		2.549379
Log likelihood	-2595.282	Hannan-Quinn criter.		2.547634
Durbin-Watson stat	1.177697			

Fonte: output *Eviews*

Quadro A10- Teste de autocorrelação (Euribor)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.906703	Prob. F(12,2021)	0.0294
Obs*R-squared	22.80342	Prob. Chi-Square(12)	0.0294

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/09/17 Time: 11:59

Sample: 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004895	0.134423	0.036414	0.9710
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.387475	17.43741	0.022221	0.9823
RETURN_EURIBOR6M(-2)	-0.356244	16.58604	-0.021479	0.9829
MA(1)	-0.118632	0.256196	-0.463051	0.6434
RESID(-1)	-0.266724	17.46485	-0.015272	0.9878
RESID(-2)	0.034659	2.224536	0.015580	0.9876
RESID(-3)	0.059397	0.330631	0.179646	0.8574
RESID(-4)	0.084490	0.134143	0.629847	0.5289
RESID(-5)	0.025149	0.101657	0.247395	0.8046
RESID(-6)	0.003898	0.081673	0.047732	0.9619
RESID(-7)	0.026929	0.065790	0.409310	0.6824
RESID(-8)	-0.015522	0.053540	-0.289921	0.7719
RESID(-9)	0.083921	0.044653	1.879397	0.0603
RESID(-10)	-0.002380	0.037597	-0.063295	0.9495
RESID(-11)	-0.016669	0.032438	-0.513862	0.6074
RESID(-12)	-0.042234	0.028825	-1.465221	0.1430
R-squared	0.011195	Mean dependent var		4.83E-06
Adjusted R-squared	0.003856	S.D. dependent var		0.753363
S.E. of regression	0.751910	Akaike info criterion		2.275422
Sum squared resid	1142.609	Schwarz criterion		2.319560
Log likelihood	-2301.518	Hannan-Quinn criter.		2.291614
F-statistic	1.525363	Durbin-Watson stat		2.000422
Prob(F-statistic)	0.087928			

Fonte: output *Eviews*

Quadro A11- Teste de efeito ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.538189	Prob. F(5,2028)	0.7475
Obs*R-squared	2.695331	Prob. Chi-Square(5)	0.7468

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/09/17 Time: 20:01

Sample (adjusted): 1/10/2007 12/31/2014

Included observations: 2034 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.697062	0.214685	3.246912	0.0012
RESID^2(-1)	0.027573	0.022206	1.241693	0.2145
RESID^2(-2)	0.012603	0.022212	0.567405	0.5705
RESID^2(-3)	0.012462	0.022212	0.561028	0.5748
RESID^2(-4)	0.013295	0.022212	0.598558	0.5495
RESID^2(-5)	0.002491	0.022206	0.112160	0.9107
R-squared	0.001325	Mean dependent var		0.748240
Adjusted R-squared	-0.001137	S.D. dependent var		9.541818
S.E. of regression	9.547241	Akaike info criterion		7.353327
Sum squared resid	184851.8	Schwarz criterion		7.369899
Log likelihood	-7472.334	Hannan-Quinn criter.		7.359407
F-statistic	0.538189	Durbin-Watson stat		2.000007
Prob(F-statistic)	0.747472			

Fonte: output *Eviews*

Quadro A12- Teste combinado White com Harvey

Heteroskedasticity Test: Harvey

F-statistic	63.02219	Prob. F(9,2023)	0.0000
Obs*R-squared	445.1846	Prob. Chi-Square(9)	0.0000
Scaled explained SS	600.5442	Prob. Chi-Square(9)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: LRESID2

Method: Least Squares

Date: 10/19/17 Time: 14:57

Sample (adjusted): 1/11/2007 12/31/2014

Included observations: 2033 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.092102	0.122062	-17.13965	0.0000
LRESID2(-1)	0.198359	0.021008	9.442218	0.0000
LRESID2(-2)	0.092448	0.021354	4.329333	0.0000
LRESID2(-3)	0.065634	0.021431	3.062548	0.0022
LRESID2(-4)	0.102325	0.020954	4.883270	0.0000
GRADF_01^2	0.003937	0.000272	14.45902	0.0000
GRADF_02^2	0.008995	0.001953	4.605912	0.0000
GRADF_03^2	-0.004771	0.001134	-4.207125	0.0000
GRADF_04^2	-0.013253	0.002873	-4.612091	0.0000
GRADF_05^2	-0.000621	6.01E-05	-10.33717	0.0000

R-squared	0.218979	Mean dependent var	-3.602291
Adjusted R-squared	0.215504	S.D. dependent var	2.580739
S.E. of regression	2.285806	Akaike info criterion	4.496221
Sum squared resid	10569.99	Schwarz criterion	4.523852
Log likelihood	-4560.409	Hannan-Quinn criter.	4.506358
F-statistic	63.02219	Durbin-Watson stat	2.056180
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fonte: output *Eviews*

Quadro A13- Resultado da estimação ARMA (2,1) +ARCH (1,1)

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 08/31/17 Time: 19:48

Sample (adjusted): 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037 after adjustments

Convergence achieved after 396 iterations

MA Backcast: 1/04/2007

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.006079	0.004493	1.352963	0.1761
RETURN_EURIBOR6M(-1)	1.128995	0.071907	15.70076	0.0000
RETURN_EURIBOR6M(-2)	-0.148656	0.065102	-2.283412	0.0224
MA(1)	-0.699177	0.062568	-11.17467	0.0000
Variance Equation				
C	0.033469	0.001844	18.15003	0.0000
RESID(-1)^2	0.259687	0.020811	12.47811	0.0000
GARCH(-1)	0.786125	0.011728	67.03095	0.0000
R-squared	0.202001	Mean dependent var		-0.153071
Adjusted R-squared	0.200823	S.D. dependent var		0.864655
S.E. of regression	0.772973	Akaike info criterion		1.877153
Sum squared resid	1214.691	Schwarz criterion		1.896463
Log likelihood	-1904.880	Hannan-Quinn criter.		1.884237
Durbin-Watson stat	2.247866			
Inverted MA Roots	.70			

Fonte: output *Eviews*

Quadro A14- Estimação do modelo ajustado

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/07/17 Time: 18:29
 Sample (adjusted): 1/04/2007 12/31/2014
 Included observations: 2038 after adjustments
 Convergence achieved after 264 iterations
 MA Backcast: 12/22/2006 1/03/2007
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.009140	0.004188	2.182527	0.0291
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.986099	0.010505	93.87167	0.0000
MA(1)	-0.585099	0.043106	-13.57339	0.0000
MA(2)	-0.090181	0.039301	-2.294631	0.0218
MA(9)	-0.045859	0.024293	-1.887722	0.0591
Variance Equation				
C	0.033700	0.001821	18.50469	0.0000
RESID(-1)^2	0.294067	0.023028	12.76997	0.0000
GARCH(-1)	0.773922	0.011909	64.98411	0.0000
R-squared	0.202020	Mean dependent var		-0.152932
Adjusted R-squared	0.200450	S.D. dependent var		0.864465
S.E. of regression	0.772984	Akaike info criterion		1.875291
Sum squared resid	1214.725	Schwarz criterion		1.897351
Log likelihood	-1902.921	Hannan-Quinn criter.		1.883383
Durbin-Watson stat	2.199489			
Inverted MA Roots	.85	.63+.41i	.63-.41i	.18+.67i
	.18-.67i	-.31+.60i	-.31-.60i	-.63-.24i
	-.63+.24i			

Fonte: output *Eviews*

Quadro A15- Variância condicional

Date: 10/19/17
Time: 15:44
Sample: 1/02/2007 12/31/2014

	GARCH03
Mean	0.575932
Median	0.129189
Maximum	38.72516
Minimum	0.007183
Std. Dev.	2.254721
Skewness	11.21371
Kurtosis	151.5008
Jarque-Bera	1914397.
Probability	0.000000
Sum	1173.173
Sum Sq. Dev.	10350.55
Observations	2037

Fonte: Output *Eviews*

Quadro A16- Estimação do modelo GARCH com variável explicativa (Spread_ot)

Dependent Variable: RETURN_EURIBOR6M
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 10/19/17 Time: 15:37
 Sample: 1/05/2007 12/31/2014
 Included observations: 2037
 Convergence achieved after 34 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 12/25/2006 1/04/2007
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6)*RESID(-1)^2 + (1 - C(6))*GARCH(-1) + C(7)
 *RETURN_SPREAD_OT

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000591	0.000852	-0.693761	0.4878
RETURN_EURIBOR6M(-1)	0.978964	0.003727	262.6760	0.0000
MA(1)	-0.612276	0.018185	-33.66866	0.0000
MA(2)	-0.155765	0.018836	-8.269506	0.0000
MA(9)	-0.032475	0.012390	-2.621117	0.0088
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.099529	0.006623	15.02843	0.0000
GARCH(-1)	0.900471	0.006623	135.9664	0.0000
RETURN_SPREAD_OT	0.000474	0.000151	3.139583	0.0017
T-DIST. DOF	3.289648	0.113084	29.09036	0.0000
R-squared	0.226522	Mean dependent var	-0.153071	
Adjusted R-squared	0.225000	S.D. dependent var	0.864655	
S.E. of regression	0.761191	Akaike info criterion	0.856343	
Sum squared resid	1177.365	Schwarz criterion	0.878412	
Log likelihood	-864.1856	Hannan-Quinn criter.	0.864439	
Durbin-Watson stat	2.195745			
Inverted MA Roots	.88	.61-.36i	.61+.36i	.17+.63i
	.17-.63i	-.30+.57i	-.30-.57i	-.61+.23i
	-.61-.23i			

Fonte: output *Eviews*

Quadro A17- Autocorrelação dos resíduos

Date: 10/26/17 Time: 14:57

Sample: 1/05/2007 12/31/2014

Included observations: 2037

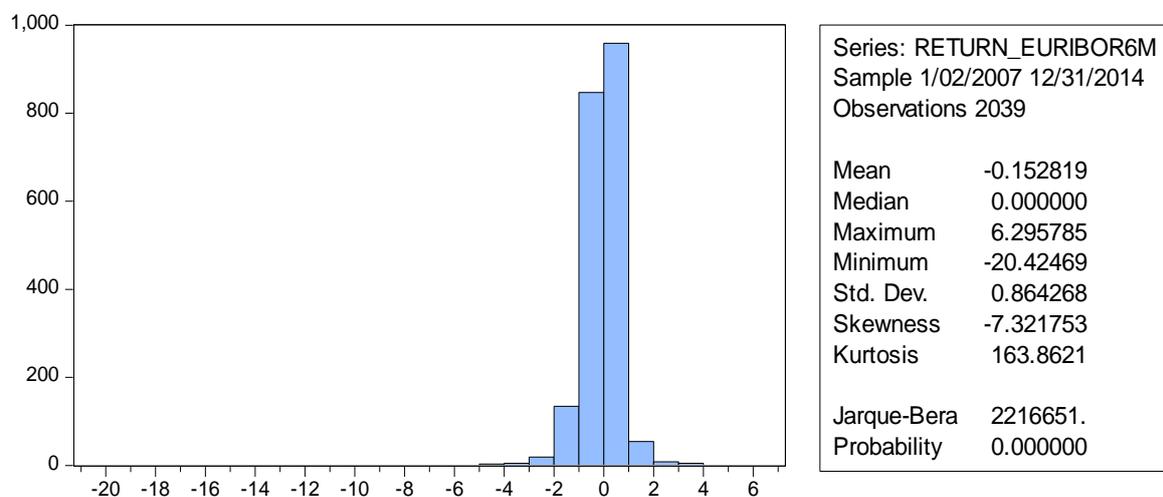
Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA terms and 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.006	0.006	0.0663	
		2	0.022	0.022	1.0924	
		3	0.012	0.012	1.3939	
		4	0.010	0.010	1.6160	0.204
		5	0.004	0.003	1.6483	0.439
		6	-0.019	-0.020	2.3922	0.495
		7	-0.004	-0.004	2.4192	0.659
		8	-0.018	-0.017	3.0892	0.686
		9	0.028	0.029	4.7498	0.576
		10	0.009	0.010	4.9080	0.671
		11	-0.005	-0.005	4.9542	0.762
		12	-0.015	-0.016	5.4072	0.797
		13	0.003	0.003	5.4259	0.861
		14	-0.005	-0.006	5.4825	0.906
		15	0.009	0.010	5.6407	0.933
		16	-0.010	-0.009	5.8390	0.952
		17	-0.002	-0.001	5.8482	0.970
		18	0.003	0.002	5.8671	0.982
		19	0.005	0.005	5.9212	0.989
		20	-0.026	-0.026	7.2896	0.979
		21	0.001	0.002	7.2911	0.987
		22	-0.027	-0.026	8.7905	0.977
		23	-0.006	-0.005	8.8651	0.984
		24	-0.009	-0.008	9.0220	0.989
		25	-0.003	-0.001	9.0432	0.993
		26	-0.016	-0.016	9.6046	0.993
		27	-0.014	-0.013	10.028	0.994
		28	-0.011	-0.013	10.300	0.996
		29	-0.000	0.002	10.300	0.997
		30	-0.003	-0.003	10.325	0.998
		31	0.026	0.028	11.747	0.997
		32	0.002	0.001	11.753	0.998
		33	0.012	0.011	12.054	0.999
		34	-0.002	-0.005	12.066	0.999
		35	0.018	0.018	12.708	0.999
		36	-0.005	-0.007	12.768	0.999

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

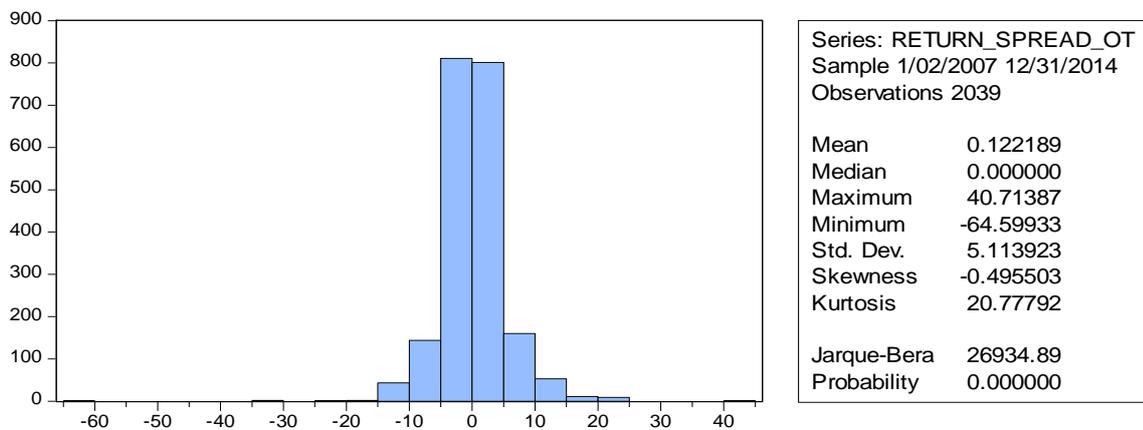
Anexo B- Anexo de Figuras

Figura B1- histograma do return_euribor6m



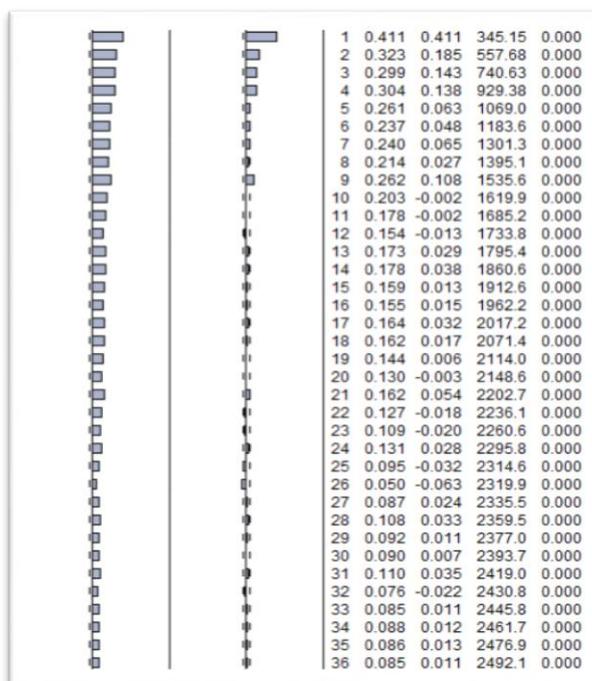
Fonte: Output Eviews

Figura B2- histograma do return_spread_ot



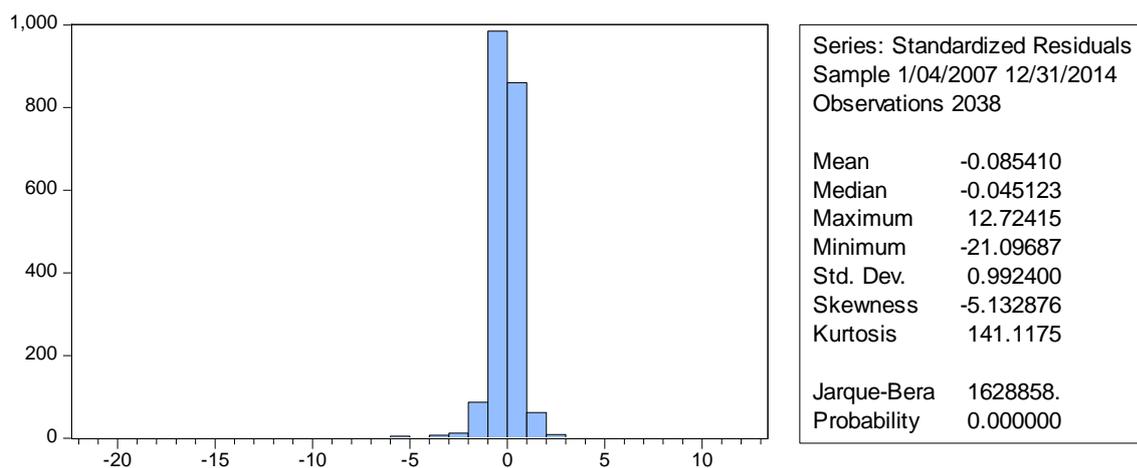
Fonte: output Eviews

Figura B3- Correlograma dos resíduos da série *return_euribor6m*



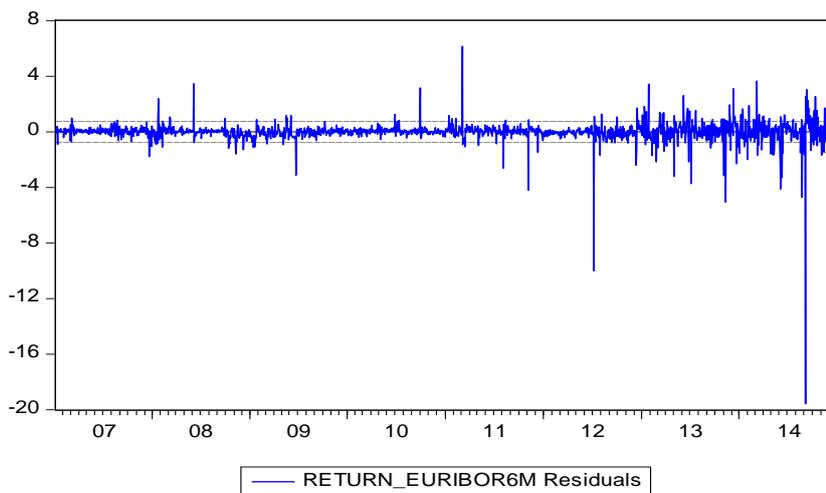
Fonte: output views

Figura B4- Histograma dos resíduos standardizados ARMA (2,1)



Fonte: output views

Figura B5- Resíduo do modelo ARMA (2,1)



Fonte: output *Eviews*

Figura B6- Correlograma dos resíduos do modelo ARMA (2,1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.000	0.000	1.E-05	
		2 -0.001	-0.001	0.0013	0.971
		3 -0.003	-0.003	0.0197	0.990
		4 0.034	0.034	2.4148	0.491
		5 -0.011	-0.011	2.6632	0.616
		6 -0.026	-0.026	4.0069	0.548
		7 0.004	0.004	4.0341	0.672
		8 -0.033	-0.034	6.2306	0.513
		9 0.070	0.071	16.374	0.037
		10 -0.013	-0.011	16.700	0.054
		11 -0.021	-0.022	17.642	0.061
		12 -0.047	-0.046	22.269	0.022
		13 -0.004	-0.010	22.308	0.034
		14 0.012	0.013	22.585	0.047
		15 -0.010	-0.005	22.793	0.064
		16 -0.007	-0.006	22.885	0.087
		17 0.014	0.017	23.283	0.106
		18 0.021	0.012	24.161	0.115
		19 0.002	0.003	24.169	0.150
		20 -0.016	-0.015	24.687	0.171
		21 0.050	0.055	29.893	0.072
		22 0.000	-0.001	29.894	0.094
		23 -0.019	-0.022	30.610	0.104
		24 0.032	0.033	32.706	0.086
		25 -0.012	-0.015	33.004	0.104
		26 -0.077	-0.078	45.198	0.008
		27 -0.012	-0.010	45.477	0.010
		28 0.019	0.015	46.202	0.012
		29 -0.007	0.001	46.313	0.016
		30 -0.010	-0.009	46.502	0.021
		31 0.031	0.029	48.448	0.018
		32 -0.027	-0.027	49.978	0.017
		33 -0.006	-0.006	50.041	0.022
		34 -0.002	-0.003	50.053	0.029
		35 -0.006	-0.001	50.126	0.037
		36 -0.008	-0.003	50.276	0.046

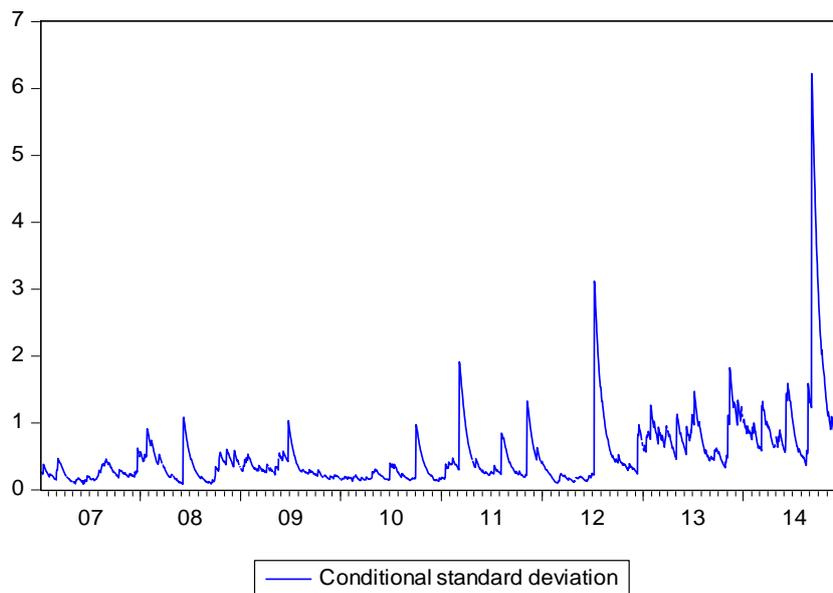
Fonte: Output *Eviews*

Figura B7- Correlograma dos resíduos do modelo ARMA (2,2)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.000	-0.000	2.E-09	
		2 -0.000	-0.000	7.E-06	
		3 -0.003	-0.003	0.0222	0.882
		4 0.034	0.034	2.3713	0.306
		5 -0.011	-0.011	2.6308	0.452
		6 -0.026	-0.026	3.9927	0.407
		7 0.004	0.004	4.0191	0.547
		8 -0.033	-0.034	6.2276	0.398
		9 0.070	0.071	16.362	0.022
		10 -0.013	-0.011	16.692	0.033
		11 -0.021	-0.023	17.628	0.040
		12 -0.047	-0.046	22.251	0.014
		13 -0.004	-0.010	22.290	0.022
		14 0.012	0.013	22.567	0.032
		15 -0.010	-0.005	22.772	0.044
		16 -0.007	-0.006	22.861	0.063
		17 0.014	0.017	23.263	0.079
		18 0.021	0.012	24.146	0.086
		19 0.002	0.003	24.155	0.115
		20 -0.016	-0.015	24.666	0.134
		21 0.050	0.055	29.888	0.053
		22 0.000	-0.000	29.889	0.072
		23 -0.019	-0.022	30.596	0.081
		24 0.032	0.033	32.693	0.066
		25 -0.012	-0.015	32.989	0.081
		26 -0.077	-0.078	45.150	0.006
		27 -0.012	-0.010	45.427	0.007
		28 0.019	0.015	46.153	0.009
		29 -0.007	0.001	46.261	0.012
		30 -0.009	-0.009	46.446	0.016
		31 0.031	0.029	48.400	0.013
		32 -0.027	-0.027	49.924	0.013
		33 -0.005	-0.006	49.985	0.017
		34 -0.002	-0.003	49.997	0.022
		35 -0.006	-0.001	50.069	0.029
		36 -0.008	-0.003	50.216	0.036

Fonte: Output *Eviews*

Figura B8- variância condicional do modelo GARCH



Fonte: Output *Eviews*

Figura B9- Correlograma dos resíduos do modelo ARMA (1,2)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.001	0.001	0.0018	
		2 0.007	0.007	0.0962	
		3 -0.008	-0.008	0.2371	0.626
		4 0.030	0.030	2.0856	0.352
		5 -0.014	-0.014	2.4829	0.478
		6 -0.028	-0.028	4.0679	0.397
		7 0.003	0.004	4.0845	0.537
		8 -0.033	-0.034	6.3756	0.382
		9 0.070	0.071	16.489	0.021
		10 -0.013	-0.012	16.839	0.032
		11 -0.021	-0.023	17.705	0.039
		12 -0.047	-0.045	22.285	0.014
		13 -0.004	-0.009	22.320	0.022
		14 0.012	0.013	22.608	0.031
		15 -0.009	-0.004	22.774	0.044
		16 -0.005	-0.006	22.834	0.063
		17 0.015	0.018	23.288	0.078
		18 0.021	0.012	24.235	0.085
		19 0.004	0.004	24.263	0.112
		20 -0.014	-0.014	24.693	0.134
		21 0.051	0.056	30.088	0.051
		22 0.002	0.001	30.094	0.068
		23 -0.017	-0.021	30.684	0.079
		24 0.032	0.034	32.800	0.065
		25 -0.012	-0.014	33.077	0.080
		26 -0.076	-0.077	44.883	0.006
		27 -0.011	-0.008	45.138	0.008
		28 0.019	0.017	45.874	0.009
		29 -0.006	0.002	45.943	0.013
		30 -0.008	-0.009	46.089	0.017
		31 0.031	0.029	48.142	0.014
		32 -0.026	-0.027	49.577	0.014
		33 -0.005	-0.006	49.619	0.018
		34 -0.002	-0.002	49.629	0.024
		35 -0.005	-0.000	49.687	0.031
		36 -0.008	-0.002	49.807	0.039

Fonte: output *Eviews*