

**Escola de Ciências Sociais e Humanas**

Departamento de Economia Política

Os efeitos do programa de compra de ativos do BCE no mercado de ações da  
Zona Euro

Tiago Miguel dos Santos Martins, 73070

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

Orientador:

Professor Doutor Sérgio Chilra Lagoa, Professor Auxiliar

Departamento de Economia Política

OUTUBRO 2020

## Resumo

A crise financeira e económica iniciada em 2008 nos EUA teve efeitos fortes e duradouros na Zona Euro, em 2014 o sistema financeiro ainda se encontrava frágil e muitos países europeus ainda sentiam os impactos económicos negativos no seu PIB e dívidas nacionais. Além disso, o “*zero lower bound*” já havia sido atingido, o que significava que o BCE não poderia usar a sua política monetária convencional.

Diante desse contexto, o objetivo desta pesquisa é analisar o impacto das políticas monetárias não convencionais do BCE nos mercados acionistas Europeus desde o início dos programas de compra de ativos. Para tal, conduzo uma abordagem econométrica VAR que inclui variáveis representativas das políticas monetárias convencionais (taxa MMI) e não convencionais (programas de compra de ativos) do BCE; as próprias Bolsas de Valores europeias (STOXX INDEX) e, por fim, um indicador de atividade económica (produção industrial).

Os meus resultados sugerem que os choques de política monetária não convencional do BCE não tiveram efeitos significativos sobre o valor das ações. No entanto, também mostraram que das variáveis incluídas no modelo, a mais significativa para os mercados bolsistas foi a compra de ativos não públicos por parte do BCE, com impacto positivo no preço das ações.

Estes resultados foram obtidos embora os programas de compra de ativos do BCE tenham começado mais tarde do que os do Banco de Inglaterra ou da Reserva Federal dos EUA e o volume de compras de ativos públicos tenha sido muito superior ao dos ativos não públicos.

Palavras-chave: Banco Central Europeu, política monetária não convencional, programa de compra de ativos.

## **Abstract**

The financial and economic crisis that started in 2008 in the USA had strong and durable effects in the Eurozone, to such a degree that in 2014 the financial system was still fragile and many European countries were still feeling the negative economic impacts in their GDP's and national debts. Furthermore, the "zero lower bound" had already been reached, which meant the ECB could no longer use its conventional monetary policy.

Given that context, the purpose of this research is to analyse the impact of the ECB's unconventional monetary policies on European Stock Markets since the beginning of the asset purchase programs. In order to do so, I conduct a VAR econometric approach which includes representative variables of the conventional (IMM rate) and unconventional (asset purchase programs) monetary policies of the ECB; the European Stock Markets themselves (STOXX INDEX); and finally, an economic activity indicator (Industrial production).

My results suggest that the ECB's unconventional monetary policy announcements did not have significant effects on the value of the stocks. However, they also showed that out of the variables included in the model, the most significant to the stock markets was the purchase of non-public assets by the ECB, impacting the price of stocks positively.

These results were obtained even though the ECB asset purchase programmes started much later than the ones of the Bank of England or the US Federal Reserve and the volume of public asset purchases was much higher than the non-public assets.

Keywords: European Central Bank, unconventional monetary policy, asset purchase programmes.

## Índice

1.Introdução .....	7
1.1 Contexto .....	7
1.2 Investigação.....	8
2.Revisão da literatura .....	10
2.1 Literatura sobre o efeito da política monetária convencional.....	10
2.2 Literatura sobre o efeito da política monetária não convencional.....	10
2.2.1 BCE:.....	13
2.3 Revisão do uso da metodologia VAR no contexto dos efeitos da política monetária não convencional. ....	16
2.4 Síntese .....	17
2.4.1 Resumo da revisão da literatura .....	19
3. Metodologia e dados.....	21
3.1 Dados .....	21
3.2 Metodologia .....	22
4.Apresentação e análise dos resultados.....	24
4.1 Determinação do modelo VAR ótimo .....	24
4.2 Modelo VAR.....	27
4.3 Funções de impulso resposta .....	30
4.4 Decomposição da variância.....	32
4.5 Causalidade à Granger.....	35
4.6 Interpretação dos resultados .....	37
4.6.1 Impacto das outras 4 variáveis no $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ .....	37
4.6.2 Impacto do $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ nas outras 4 variáveis .....	38
4.7 Análise de robustez .....	39
4.7.1 Modelo com apenas uma variável para a política não convencional (APP).....	39
4.7.2 Modelo com apenas 1 lag .....	41
4.7.3 Funções de impulso-resposta com “ <i>generalized impulses</i> ” .....	42
4.8. Discussão dos resultados.....	43
5.Conclusão .....	45
Anexos .....	50

## Índice de gráficos

Figura 1- Gráfico da variável $d(MMI)$ .....	23
Figura 2- Gráficos dos resíduos do modelo .....	25
Figura 3- Funções impulso-resposta do modelo ótimo .....	31
Figura 4- Funções impulso-resposta do modelo com apenas uma variável para a política não convencional(APP).....	53
Figura 5- Funções impulso-resposta do modelo com apenas com apenas 1 lag .....	54

## Índice de tabelas

Tabela 1 – Efeitos de um aumento inesperado do “Forward guidance” ou do LSAP .....	12
Tabela 2- Quadro resumo da revisão da literatura .....	19
Tabela 3- Valores dos testes de estacionaridade ADF .....	22
Tabela 4- Teste de determinação do lag ótimo.....	24
Tabela 5- Teste de Autocorrelação .....	26
Tabela 6- Teste de heterocedasticidade .....	26
Tabela 7- Teste de normalidade.....	26
Tabela 8- Output do modelo VAR .....	27
Tabela 9- Decomposição da variância da variável $D(PSPP)$ .....	32
Tabela 10- Decomposição da variância da variável $D(OAP)$ .....	33
Tabela 11- Decomposição da variância da variável $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ .....	33
Tabela 12- Decomposição da variância da variável $D(\text{LOG}(\text{IP}))$ .....	34
Tabela 13- Decomposição da variância da variável $D(MMI)$ .....	34
Tabela 14- Causalidade à Granger da variável $D(PSPP)$ .....	35
Tabela 15- Causalidade à Granger da variável $D(OAP)$ .....	36
Tabela 16- Causalidade à Granger da variável $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ .....	36
Tabela 17- Causalidade à Granger da variável $D(\text{LOG}(\text{IP}))$ .....	36
Tabela 18- Causalidade à Granger da variável $D(MMI)$ .....	37
Tabela 19- Output do modelo com variável $D(APP)$ .....	39
Tabela 20- Output do modelo com apenas 1 lag .....	41
Tabela 21-Funções de impulso-resposta com “generalized impulses” .....	43
Tabela 22- Output do modelo sem dummies.....	50
Tabela 23- Identificação do lag ótimo do modelo com apenas uma variável para a política não convencional(APP).....	52

## **Glossário de Siglas e Abreviaturas**

ABSPP- Asset-backed securities purchase programme / Programa de aquisição de instrumentos de dívida titularizada

APP- Asset purchase programmes / Programas de compra de ativos

BCE- Banco Central Europeu

CBPP- Covered bond purchase programme / Programa de aquisição de obrigações hipotecárias

CSPP- Corporate sector purchase programme / Programa de aquisição de títulos de dívida de empresas

FED- Federal Reserve Board / Reserva Federal dos EUA

FIR- Funções de impulso-resposta

IP-Industrial production / Produção industrial

LSAP- Large-scale asset purchases / Compra de ativos em larga escala

LTRO- Longer-term refinancing operations / Operações de Refinanciamento de Prazo Alargado

MMI- Mercado monetário inter-bancário

OAP- Other asset purchases / Compra de outros ativos (setor não público)

OMT- Outright Monetary Transactions / Transações monetárias definitivas

PSPP- Public sector asset purchases / Compra de ativos do setor público

SMP- Securities Markets Programme / Programa dos mercados de títulos de dívida

VAR- Vector Autoregressive model / Modelo de Vetores Autoregressivo

## 1.Introdução

### 1.1 Contexto

Em 2014, a Zona Euro ainda sentia fortemente o impacto da crise económica iniciada nos Estados Unidos da América em 2008.

Em primeiro lugar, o setor bancário relativamente frágil enfrentava grandes perdas de capital, o que contribuiu para a falta de liquidez na “economia real” e levou à necessidade de intervenção pública em alguns desses bancos para os salvar da falência e consequentemente proteger o sistema bancário. Isso pressionou ainda mais os orçamentos públicos de alguns países já fortemente afetados pela crise económica.

Em segundo lugar, as economias de vários países, particularmente aqueles com grandes níveis de dívida pública, foram afetadas pelas *yields* dos títulos de dívida, que aumentaram rapidamente devido ao receio de que esses países não seriam capazes de pagar as suas dívidas.

Em terceiro lugar, os indicadores macroeconómicos estavam longe de ser ideais. Os baixos níveis de inflação em toda a união monetária representavam um risco de deflação no futuro próximo, o crescimento do PIB era negativo ou muito baixo em muitos países e os níveis de desemprego ainda eram muito elevados.

O BCE já havia baixado as taxas de juro, e o *zero lower bound* estava atingido.

No entanto, dada a magnitude da crise e a estrutura da zona euro, uma união monetária sem união fiscal, o BCE teve de seguir as ações de outros bancos centrais e implementar políticas não convencionais. Nomeadamente, a compra pelo Banco Central de uma elevada quantidade de títulos de dívida pública e privada e mais especificamente o *Quantitative Easing* (compra de títulos de dívida com prazos mais longos) que funciona de duas formas:

- Injeta liquidez na economia pois há criação de moeda para a compra destes ativos que é introduzida no sistema financeiro
- Faz aumentar a procura dos ativos visados valorizando-os.

O expectável é que isso resulte numa diminuição das taxas de juro fazendo com que os empréstimos sejam mais acessíveis proporcionando melhores condições de financiamento às empresas (menos custos).

O que por sua vez faz aumentar o investimento e consumo levando a crescimento económico, criação de emprego e subida dos preços (inflação controlada). Atingindo-se assim os objetivos do BC.

## 1.2 Investigação

Ainda há desacordo quanto à eficácia das medidas não convencionais do BCE. Enquanto alguns argumentam que melhoraram a saúde do sistema bancário, outros pensam que tais medidas diminuem a necessidade de disciplina fiscal, criam todo o tipo de problemas de risco moral e podem levar à inflação ou bolhas de ativos (Belke, 2013).

Teoricamente, se considerarmos o “*dividend discount model*” para avaliação de ações, podemos verificar que a política monetária pode afetar os preços das ações, alterando a taxa de desconto para fluxos de caixa futuros e potencialmente afetando a produção no curto a médio prazo (Kontonikas e Kostakis, 2013). Além disso, a política monetária influencia a percepção dos agentes das condições económicas futuras, impactando as suas decisões de alocação de recursos por meio do canal de expectativas (Falagiarda e Reitz, 2015).

Neste sentido, é pertinente investigar o comportamento dos títulos face aos anúncios do Banco Central na implementação do programa de compra de ativos, particularmente na Zona Euro. Pelo que, a Pergunta Geral de Investigação implícita na presente dissertação é: *Quais os efeitos do programa de compra de ativos do BCE no mercado de ações da Zona Euro?*

Esta é uma questão importante tanto para o BCE como para os investidores.

Para o BCE porque é significativo que este saiba, tanto quanto possível, quais são todos os impactos que as suas políticas podem vir a ter em todas as vertentes da atividade económica ( neste caso, o mercado acionista). Para além disso, a abordagem que tomo poderá dar algumas respostas acerca de que políticas (convencional vs não convencional) ou programas (ativos públicos vs ativos privados) têm maior ou menor impacto no valor das ações. O que poderá ajudar o BCE na tomada de decisão relativamente às medidas a tomar, consoante os seus objetivos.

Para os investidores esta informação pode ser importante, visto que pode vir a afetar as suas decisões de investimento, se um investidor souber do impacto da política monetária no mercado acionista vai estar mais atento aos anúncios do BC porque esses podem vir a afetar no curto/médio prazo o valor dos ativos financeiros.

Para tentar responder a esta questão, irei desenvolver e aplicar um modelo VAR (*vector autoregressive model*).

As variáveis que serão incluídas no modelo são o “EURO STOXX 50®”, um índice que cobre 50 ações de 9 países da Zona Euro que irão representar o mercado bolsista da zona Euro no meu estudo; a taxa MMI (mercado monetário internacional) que atuará como variável de controlo e representará a política monetária convencional do banco central; a produção industrial da Zona Euro que irá também



funcionar como variável de controlo e por último os pacotes de compras de ativos do BCE, repartidos entre PSPP (*public sector purchase program*) que representa uma parte muito significativa da compra total de ativos; e OAP (outras compras de ativos que incluem “*asset-backed securities purchase programme (ABSPP)*”, “*third covered bond purchase programme (CBPP3)*”, “*corporate sector purchase programme (CSPP)*”).

Um dos objetivos é examinar a possibilidade de que nem todos os ativos adquiridos pelo BCE tenham efeitos semelhantes na economia e, portanto, no mercado de ações.

O período abrangido pelo estudo decorrerá entre o final de 2014 (início do programa de compra de ativos do BCE) e o final de 2019.

A maior parte da literatura anterior concentra-se nos efeitos das políticas não convencionais do BCE sobre as *yields* de títulos de dívida pública. Ou seja, os efeitos nos mercados de ações estão ainda relativamente pouco estudados e há resultados divergentes, apesar de alguns estudos encontrarem efeitos positivos entre as medidas de política monetária não convencional do BCE e o mercado de ações, também foram encontradas relações negativas ou inconclusivas.

Esta abordagem, que utiliza os anúncios do BCE dos programas de compras de ativos, o “EURO STOXX 50®” como índice indicador do mercado de ações da Zona Euro e a metodologia VAR é nova e poderá fornecer resultados interessantes.

Relativamente à estrutura da dissertação, ela está dividida em 6 capítulos. A introdução, em que descrevi o contexto económico da Zona Euro e também a abordagem geral utilizada. A revisão da literatura, onde analiso a literatura anterior acerca deste assunto e extraio a informação e conclusões mais relevantes. O capítulo de dados e metodologia, no qual apresento os métodos e variáveis que utilizo para responder à minha questão inicial. A apresentação e análise de resultados, em que exponho e interpreto os resultados do meu modelo econométrico. A discussão de resultados, onde discuto os resultados que obtive comparando-os aos da literatura já existente. Por fim, a conclusão, na qual apresento as respostas a que chego e as limitações do trabalho desenvolvido.

## 2.Revisão da literatura

Esta secção revê a literatura anterior a respeito dos efeitos da política monetária convencional e não convencional sobre ações e outros ativos. Além disso, há uma revisão do uso da metodologia VAR dentro deste tema.

### 2.1 Literatura sobre o efeito da política monetária convencional

A hipótese de mercado eficiente (Fama, 1965) prevê que os preços das ações só reagem a alterações imprevistas da política monetária. Inesperadamente, (Pearce e Roley, 1983) concluíram que um aumento imprevisto na oferta de moeda deprime os preços das ações, enquanto uma queda imprevista os eleva. As justificações são as expectativas dos mercados em relação à política monetária futura e à inflação. O aumento esperado da inflação deve deprimir os preços das ações por meio de alguns canais.

A inflação diminui os lucros reais e os lucros esperados mais baixos exigem que os preços das ações caiam. Pode também, aumentar o retorno esperado de ativos alternativos às ações, como por exemplo o mercado imobiliário.

Estudos como o de Bernanke e Kuttner (2015) começaram a usar os futuros como medida de política monetária, o que isola o elemento imprevisto das políticas. Com esta metodologia, os autores concluíram que cortes inesperados nas taxas de juro levam a aumentos nos preços das ações.

Posteriormente, outros autores descobriram que a política monetária tem um efeito maior sobre as ações nos mercados em queda (*bear*). (Basistha e Kurov, 2008); (Laopodis, 2010).

Apesar de a maior parte da literatura se concentrar nos Estados Unidos, vários estudos também examinam os efeitos de mudanças inesperadas nas taxas de juro do BCE. Angeloni e Ehrmann (2003), Bohl et al. (2008), Hussain (2011) e Hayo e Niehof (2011) verificam que as bolsas europeias reagem negativamente, e significativamente após um aumento inesperado da taxa de juro diretamente influenciada pelo BCE e positivamente após um corte nas mesmas. No entanto, Fiordelisi et al. (2014) descobriu que os cortes nas taxas de juro não produziram um efeito estatisticamente significativo nos mercados de ações entre 2007 e 2012. Durante neste período, as taxas de juro europeias atingiram o “*zero lower bound*” e o BCE teve de recorrer às medidas não convencionais.

### 2.2 Literatura sobre o efeito da política monetária não convencional

Teoricamente, segundo Janus (2016) há três canais principais através dos quais a política monetária não convencional influencia a economia e as decisões dos agentes económicos.

-O canal do Balanço do Portfólio, o mais importante para Driffill (2016), que funciona através do aumento do preço dos ativos comprados pelo BC por via do aumento da sua procura. Os agentes

económicos que tiverem nos seus portfólios esse tipo de ativos verão a sua riqueza aumentar, permitindo-lhes obter empréstimos, o que conduzirá ao aumento do consumo e do investimento. Outro efeito, é a redução das taxas de juro de longo prazo, o que também estimula o aumento do investimento e do consumo.

-O canal da liquidez, quando o BC cria, através de medidas não convencionais, uma maior liquidez no sistema financeiro, substituindo os ativos detidos pelos bancos por moeda, pode haver maior capacidade de conceder créditos e conseqüentemente um aumento do consumo e do investimento. Este canal revela-se pouco eficaz em situações de “*zero lower bound*” e crise financeira profunda pois os bancos continuam a não estar suficientemente disponíveis para emprestar apesar de terem reservas elevadas e muita liquidez. Isso ocorre porque têm intenções de aumentar os seus níveis de capital em relação aos níveis de ativos, como também explica Driffill (2016).

-O canal da sinalização, visto que tudo o que ocorre nos mercados financeiros está diretamente ligado às expectativas dos agentes intervenientes, a capacidade de influenciar os mercados depende da credibilidade do Banco central, se a credibilidade do BC for elevada, os investidores terão confiança na capacidade de manter a estabilidade de preços e tomarão as suas decisões com base nessa informação.

Muitos outros autores investigaram também os efeitos de políticas não convencionais, devido à sua recente e extensa aplicação por parte dos bancos centrais internacionais. Chodorow-Reich (2014) descobriu que a política monetária não convencional do *FED (Federal Reserve Board)* introduzida no inverno de 2008-09 teve um impacto forte e benéfico sobre os bancos e seguradoras. No mesmo ano, Rogers et. al (2014) concluiu que as políticas não convencionais foram eficazes em melhorar as condições financeiras quando as taxas de juro ficaram presas no “*zero lower bound*”. Além disso, estas políticas expansionistas aumentaram significativamente os preços das ações.

Swanson (2015) mediu os efeitos do “*Forward guidance*” e da compra de ativos em larga escala (LSAP) do FED(FOMC) entre 2009 e 2015. Utiliza os anúncios de cada uma destas medidas para estimar o seu efeito nos preços das ações, taxas de câmbio, obrigações de empresas e do tesouro.

Abaixo um quadro-resumo dos efeitos capturados pelo autor quando ocorre um aumento inesperado do “*Forward guidance*” ou do LSAP:

**Tabela 1 – Efeitos de um aumento inesperado do “*Forward guidance*” ou do LSAP**

	<i>Forward guidance</i>	LSAP
Preço das ações	Ligeira diminuição	Ligeiro aumento
Taxas de câmbio	Moeda valoriza	Valoriza com efeito superior ao do FG
Obrigações de empresas	Não há efeito	As <i>yields</i> diminuem
Obrigações do tesouro	As <i>yields</i> diminuem em todas as maturidades exceto as mais longínquas	Também diminuem, mas o efeito aumenta com a maturidade (10 e 30 anos são o pico)

Fonte: Elaboração Própria

Martin e Milas (2012) ressaltam a dificuldade de avaliar o impacto do QE e portanto duvidam que seja possível chegar a qualquer consenso sobre isso. No entanto, algumas conclusões consistentes emergem do seu trabalho.

Os “*event studies*” sugerem que os programas iniciais de QE em grande escala tiveram sucesso na redução das *yields* dos títulos de dívida pública, especialmente na extremidade mais longa da *yield curve*. Contudo, estudos econométricos sugerem que esses efeitos podem ter sido apenas temporários.

Por contraste há pouca evidência de que programas de QE subsequentes tenham muito efeito. Isso pode ser porque foram introduzidos quando as taxas de títulos já eram bastante baixas, ou porque os programas iniciais de QE foram suficientes para demonstrar o compromisso dos formuladores de políticas para enfrentar a crise financeira, deixando pouco a acrescentar aos programas subsequentes.

O QE parece ter sido uma resposta eficaz às graves dificuldades económicas do final de 2008 e 2009, evitando quedas ainda maiores do produto e da inflação do que as que ocorreram. No entanto, o QE é um instrumento algo fraco. A compra inicial de ativos teve efeitos comparáveis a uma redução de 200-300 pontos-base na taxa de juro diretora mas os programas subsequentes tiveram pouco efeito.

Lombardi e Siklos(2018) encontram evidências consideráveis de que as políticas monetárias não convencionais podem ser ferramentas poderosas para atenuar os efeitos económicos negativos de uma crise financeira.

Alguns legisladores tendem a insistir numa atitude de "nunca mais" em relação às crises financeiras, no entanto, devem abandonar o pensamento de que podemos prevenir todos os tipos de crises financeiras e aprender a conviver com crises menos profundas. Tentando simultaneamente evitar

crises do tipo da Grande Depressão ou Grande Recessão, visto que as crises têm uma ocorrência comum na história como Reinhart e Rogoff (2009) demonstram.

Segundo eles, talvez a atuação mais rápida e agressiva da política monetária não convencional tivesse restaurado a confiança mais rapidamente. O acumular de perda de credibilidade e confiança nos bancos centrais pode ter afetado a incerteza pública e o ceticismo sobre o retomar dos níveis de atividade económica. Estas políticas demonstraram que podem reduzir os custos de uma crise financeira para a economia. No entanto, as autoridades monetárias são relutantes em afirmar que podem restaurar as condições pré-crise, a menos que outras políticas, no domínio das políticas fiscais e estruturais, também sejam promulgadas.

Existe a questão de se o novo normal é que a política monetária inclua rotineiramente a panóplia de instrumentos e intervenções que compõem o que é agora referido como “política monetária não convencional”.

Usar uma ampla gama de instrumentos que podem prevenir o colapso económico, mas não os projetar para promover o crescimento não parece ser uma estratégia de política monetária sólida segundo os autores. Muito melhor, seria utilizar estas novas opções juntamente com políticas monetárias padrão para fornecer não apenas inflação baixa e estável, mas para fazê-lo de uma forma credível. Isso também pode impedir que os futuros legisladores peçam ou esperem demais dos seus bancos centrais.

#### 2.2.1 BCE:

Inicialmente, a maioria dos estudos relacionados com o impacto das políticas não convencionais do BCE centrou-se nos efeitos sobre as *yields* da dívida pública. Durante uma fase prematura de introdução dessas medidas, Schaeck e Cihak (2009) encontraram evidências de que o alargamento da maturidade das operações de política monetária e a provisão de fundos à taxa fixa tiveram alguns efeitos benéficos sobre as *yields* da dívida pública. Driffill (2016) defendeu que embora o efeito das políticas monetárias expansionistas nas *yields* tenha sido notório (convergência das *yields* na zona Euro), o seu efeito na concessão de crédito foi pouco evidente. Existiram efeitos na concessão e condições de crédito, mas foram abaixo do esperado, em parte devido à grande aversão ao risco dos bancos, o que faz com que na zona Euro, os efeitos do *Quantitative Easing* (já tardio), sejam modestos em comparação com o caso dos EUA ou Reino Unido.

Ambler e Rumler (2019) utilizam um modelo econométrico com dados diários sobre os títulos de dívida pública e as expectativas de inflação do mercado para medir os efeitos dos anúncios de política monetária não convencional nas taxas de juro reais da área do euro.

O estudo revela que o SMP (*Securities Markets Programme*) e o OMT (*Outright Monetary Transactions*), tiveram os efeitos pretendidos de reduzir significativamente as *yields* reais dos títulos de dívida pública em diferentes horizontes temporais. Esses efeitos significativos vieram tanto dos seus efeitos negativos sobre as *yields* nominais como do seu efeito positivo sobre as expectativas de inflação.

Alguns dos anúncios de política monetária não convencional (LTRO-*Longer-term refinancing operations*, CBPP-*Covered bond purchase programme*, APP-*Asset purchase programmes*) tiveram um impacto de aumento das *yields* nominais dos títulos de dívida pública e pouco ou nenhum impacto nas expectativas de inflação. No entanto, estes programas foram projetados para fornecer liquidez ao sistema bancário, portanto, não se espera que tenham efeitos nítidos nas expectativas de inflação ou nas *yields*.

Os anúncios que excederam as expectativas tiveram efeitos negativos significativos nas *yields* reais, enquanto aqueles que decepcionaram as expectativas tiveram efeitos positivos fortes e significativos.

Bubeck, Habib e Manganeli (2018) estudam o impacto dos principais anúncios de política monetária do BCE sobre uma carteira de investimentos representativos dos investidores da área do euro, diariamente, entre 2012 e meados de 2016. Este período inclui uma variedade de diferentes medidas não convencionais.

Para fornecer evidências sobre os diferentes canais dessas políticas não convencionais, distinguem entre a realocação ativa de carteiras, impulsionada pelos resgates ou injeções dos investidores, e o reequilíbrio passivo da carteira, desencadeado por efeitos de avaliação relacionados com mudanças nos preços dos ativos e nas taxas de câmbio. Relativamente ao canal de saldo do portfólio (chamado em cima canal do balanço de portfólio) que funciona por meio do efeito que as operações de política monetária têm sobre os prêmios de risco. A ideia baseia-se no pressuposto fundamental de que os investidores têm preferências específicas por certos tipos de ativos financeiros. Isso pode ser devido a diferenças nas preferências, custos de transação ou restrições regulatórias. Concluem que o efeito deste canal geralmente é nulo. Existem poucas evidências de realocação ativa dos investidores para as classes de ativos específicas.

Contudo, o impacto no preço dos ativos e na taxa de câmbio dos anúncios do BCE é grande, especialmente no período do “APP” a partir de setembro de 2014, levando a mudanças significativas na carteira total de investidores da área do euro. Como a taxa de câmbio do euro se deprecia significativamente após surpresas positivas da política monetária do BCE, a carteira de investidores da área do euro transfere-se para fundos extra-europeus.

Analisando os efeitos nos mercados de ações. Fratzscher et al. (2014) afirmou que as injeções de liquidez via LTROs, OMT e SMP afetaram positivamente os preços das ações no “centro” e “periferia” da zona euro. Particularmente, os programas OMT e SMP tiveram repercussões positivas nos preços das ações. Realçando a importância da surpresa da política monetária, Chebbi (2018) apresenta evidências de que a surpresa positiva dos anúncios do BC pode estar associada a uma diminuição das *yields* dos títulos de longo prazo (para países em dificuldades) e um aumento das *yields* de ativos seguros denominados em euros, o que poderá fazer aumentar substancialmente os preços do mercado de ações. Haitzma et al. (2015) chegou à conclusão que as surpresas de política monetária não convencional tiveram efeitos mais fortes no “EURO STOXX 50 index” do que as surpresas da política convencional. No entanto, nem todos os autores relataram estes efeitos positivos. Por exemplo, Hosono e Isobe (2014) concluíram que os mercados de ações europeus reagiram negativamente às políticas não convencionais do BCE, argumentando que as políticas expansionistas durante uma crise podem sinalizar que as condições económicas são piores do que a percepção dos agentes de mercado. O objetivo de Collingro e Frenkel (2019) foi investigar se a introdução de medidas não convencionais de política monetária levou a uma mudança no impacto que a política monetária do BCE tem nos mercados financeiros.

Para esse fim, construiu-se uma medida conservadora de inovações na política monetária não convencional, baseada na abordagem da heterocedasticidade de Rigobon e Sack (2004), para captar a resposta dos índices de ações nacionais na área do euro, índices de volatilidade derivados, bem como dos rendimentos dos títulos de dívida pública.

No geral, os resultados indicam que os participantes do mercado financeiro responderam mais fortemente à política monetária após a crise financeira global, essa conclusão obtém-se com base em três observações:

- Primeiro, a política monetária afetou mais os títulos de dívida pública após a crise financeira global.
- Segundo, a política monetária também afetou mais o preço das ações após a crise financeira global.
- Terceiro, após a crise financeira global, o euro depreciou significativamente em resposta à política monetária expansionista. Algo que nunca aconteceu antes da crise financeira global.

Este fenómeno pode ser de natureza temporária ou permanente:

Temporário, porque pode resultar de taxas de juros excepcionalmente baixas na área do euro e/ou porque estando as taxas diretas próximas de zero, os bancos centrais não as podem reduzir ainda mais.

Assim, os comunicados de imprensa ou discursos do banco central, determinam a posição da política monetária, pelo que esta tendência se poderia inverter com o retorno a taxas de juro diretores positivas e significativamente superiores a zero.

No entanto, o fenómeno também pode ser permanente, porque as crises financeiras e de dívida soberana globais destacaram a necessidade de um credor global de último recurso e os bancos centrais mostraram que podem estar mais bem posicionados para assumir esse papel do que os governos nacionais.

Isso pode aumentar permanentemente a atenção prestada pelos participantes do mercado financeiro à comunicação do banco central.

### 2.3 Revisão do uso da metodologia VAR no contexto dos efeitos da política monetária não convencional.

No seu artigo, Lewis e Roth(2019) procuram capturar alguns efeitos do programa de compra de ativos do BCE nomeadamente no sistema financeiro alemão (dados do Bundesbank além do BCE) e na dívida pública dos países da zona EURO mais afetados pela crise financeira (Portugal, Espanha, Itália, Grécia e Irlanda) utilizando um modelo VAR .

Os resultados em relação ao objetivo de reduzir os *spreads* da dívida dos países acima mencionados são inconclusivos. Enquanto para Espanha e Itália se verifica uma tendência de descida (pouco significativa), os *spreads* da dívida Grega não se alteram e os de Portugal e Irlanda aumentaram a amplitude significativa e persistentemente.

Em relação ao foco no caso alemão, concluem que as políticas do BCE, sob a forma de compras de ativos, têm um efeito expansionista na atividade económica e, após algum atraso, também nos preços na Alemanha. No entanto, esse efeito positivo é ofuscado pelo aumento do stress financeiro. Uma análise mais detalhada das respostas do mercado financeiro mostra que a volatilidade do mercado de ações, risco de liquidez e todos os riscos de contágio aumentam em resposta às medidas.

Concluem que a compra de ativos do BCE é bem-sucedida na restauração dos empréstimos bancários na Alemanha, mas os empréstimos não se tornam mais baratos. As taxas não caem conforme o esperado, e os prémios na verdade aumentam significativamente, indicando que os empréstimos se tornam mais arriscados.

Ashraf, Hassan e Hippler (2017) analisam o impacto da política monetária da Reserva Federal após a crise financeira global de 2008, com um foco específico nas políticas não convencionais de QE implementado durante o período de “*zero lower bound*”.



Usando o VAR, descobriram que de choques esperados e inesperados decorreram efeitos estatisticamente e economicamente significativos nos retornos agregados das ações, medidos pela média Industrial Dow Jones (DJIA) e o Índice S&P 500 (SNP500), em todos os períodos de amostra.

As ferramentas não convencionais de política monetária, são fatores significativos na explicação do retorno das ações das instituições financeiras e há evidências de que medidas de política monetária não convencionais têm um impacto maior nas empresas financeiras durante os períodos de QE.

## 2.4 Síntese

Apesar de haver vários estudos com conclusões (pelo menos aparentemente) contrárias, há algumas ideias que não sendo unânimes reúnem um consenso alargado da literatura existente.

O facto dos novos anúncios do BC relativamente à sua política monetária serem inesperados ou não parece ser imensamente relevante. Algo que não é surpreendente se tivermos em consideração que os mercados incorporam todas as suas expectativas para o futuro nas decisões do presente e, portanto, se a medida anunciada for de encontro aquilo que já era a expectativa do mercado nada se altera.

Relativamente à política monetária convencional, a maioria dos estudos dizem que esta estava a ser eficaz no cumprimento dos seus objetivos (predominantemente o controlo da inflação) no entanto a crise financeira iniciada em 2008 trouxe o “*zero lower bound*” pelo que estas medidas deixaram de poder ser utilizadas.

Os efeitos das políticas monetárias não convencionais parecem ser os que apresentam resultados mais divergentes, o que pode ser justificável pelas diferentes abordagens e variáveis analisadas de cada investigação.

No entanto, há vários estudos que concluem que estas medidas foram eficazes e suavizaram aquilo que poderia ter sido uma crise internacional mais profunda e duradoura. Visto que, estas políticas tiveram efeitos positivos nos países em que foram utilizadas, nomeadamente, na inflação, produto, saúde dos sistemas financeiros e até em muitos casos nos mercados acionistas. Sendo que serviram também para diminuir as *yields* da dívida pública aliviando a pressão sobre os governos e facilitando a sua gestão da dívida.

Em relação aos efeitos nas bolsas de valores, foram encontrados vários mecanismos que as podem afetar.

-A diminuição das taxas de juro de longo prazo, que levam a mudanças na taxa de desconto para fluxos de caixa futuros e que estimulam o aumento do investimento e do consumo.

- A redução das *yields* de dívida pública de alguns países muito afetados pela crise tem efetivamente um efeito positivo na saúde das finanças nacionais desses países e poderá influenciar também positivamente a economia como um todo, uma vez que não só torna mais concretizável a implementação de medidas contracíclicas por parte dos governos como também melhora as expectativas dos agentes económicos em relação à situação económica global do país.

-O aumento da liquidez no sistema financeiro, que pode levar a maior capacidade de conceder créditos e conseqüentemente um aumento do consumo e do investimento. Como visto anteriormente este mecanismo foi pouco ou nada relevante na zona euro durante o período da “Grande recessão”.

-As expectativas dos agentes de mercado podem ser afetadas negativamente quer pelo aumento da expectativa de inflação (que pode diminuir o valor das ações) mas também porque a tomada de decisão do BCE de colocar em prática estas medidas pode indicar a alguns agentes que a situação económica é mais grave do que o que eles antecipavam.

No fundo, os mecanismos que permitiram uma recuperação das economias no geral, por meio do aumento do investimento e do consumo (estimulando a procura agregada) foram também os que tiveram por consequência efeitos mais positivos no valor das ações.

Muitos argumentam que estes efeitos se sentiram de forma mais ligeira na Zona Euro comparativamente aos EUA e ao UK devido ao facto da aplicação das medidas ter sido tardia. Enquanto na Zona Euro o “*asset purchase program*” se iniciou em 2014, os outros dois BC’s já vinham a tomar medidas semelhantes desde 2009.

Posto isto, penso que a abordagem que tomo com a elaboração desta dissertação pode adicionar novas informações à literatura já existente, porque o efeito do “*asset purchase program*” do BCE sobre o mercado acionista da Zona Euro está ainda pouco estudado (é um programa muito recente que terminou/foi interrompido em 2019) e não foi, pelo que sei, examinado com a utilização de um modelo econométrico VAR.

## 2.4.1 Resumo da revisão da literatura

**Tabela 2- Quadro resumo da revisão da literatura**

Autores	Métodos e período temporal	Variáveis testadas	Resultados
Driffill (2016)	2008-2016; Abordagem "event study" comparativa entre o BCE, BoE e FED	Government bond <i>yields</i> ; QE	Maior impacto do QE no UK e USA que na Zona Euro; Efeito notório nas <i>yields</i> , mas não na concessão de crédito.
Swanson (2015)	2009-2015; Modelo estatístico que utiliza os anúncios de política monetária não convencional.	Preço das ações, taxas de câmbio, obrigações de empresas, obrigações do tesouro; <i>Forward guidance</i> e LSAP	O LSAP (programa de compra de ativos) teve influência, valorizando das ações e diminuindo as <i>yields</i> das obrigações.
Lewis e Roth (2019)	2008-2017; Modelo VAR para estimar os efeitos dinâmicos do programa de compra de ativos	LSAP; dívida pública de Portugal, Espanha, Itália, Grécia e Irlanda	Efeitos inconclusivos nos <i>spreads</i> de dívida pública.
Ambler e Rumler (2019)	2008-2017; Abordagem "event study" com modelo econométrico para medir os efeitos dos anúncios de UMP nas taxas de juro reais da área do euro.	Dados diários sobre o os títulos de dívida pública e as expectativas de inflação. Programas APP, SMP e OMT	Os anúncios que excederam (decepcionaram) as expectativas tiveram efeitos negativos(positivos) significativos nas <i>yields</i> reais.

Collingro e Frenkel (2019)	2000-2018; Abordagem GMM, impõem duas restrições que identificam a inovação da política monetária do euro.	Índices de ações, <i>yields</i> de dívida pública, taxa de juro MMI	Os participantes do mercado financeiro responderam mais fortemente à política monetária após a crise financeira global.
Chebbi (2018)	2009-2015; Modelo EGARCH	Índices de ações, anúncios de UMP	Efeitos benéficos nas bolsas da área do euro, elevando os preços das ações e reduzindo o risco soberano.
Ashraf, Hassan, e Hippler (2017)	2002-2011; VAR para estimar a relação entre as variáveis monetárias retornos do mercado financeiro.	SNP500, DJIA, "Fed Funds rate", Montante de ativos detidos pelo FED	Choques de UMP têm efeitos estatisticamente e economicamente significativos nos retornos das ações.
Bubeck, Habib e Manganeli (2018)	2012-2016; Compara a realocação passiva com a mudança diária em vários índices de referência.	Fundos de investimento baseados no Luxemburgo (base de dados EPFR); OMT and APP programs	O impacto no preço dos ativos e na taxa de câmbio dos anúncios do BCE é grande
Martin e Milas (2012)	2008-2012; Revisão as evidências empíricas sobre o impacto dos programas de QE nos EUA e no Reino Unido.	Programas de QE, inflação, produto, <i>yields</i> de dívida pública, ações	O QE parece ter sido uma resposta eficaz às graves dificuldades económicas do final de 2008 e 2009.
Lombardi e Siklos (2018)	2008-2017; Analisa efeitos da UMP em vários indicadores macro e micro económicos.	<i>Forward guidance</i> , montante de ativos detidos pelos BC's	UMP pode reduzir os custos de uma crise financeira para a economia

Fonte: Elaboração Própria

### 3. Metodologia e dados

#### 3.1 Dados

O BCE disponibiliza todos os dados acerca das datas e volume dos seus programas de compra de ativos. Ativos esses que estão divididos em 4 categorias, PSPP (*public sector purchase program*) que representa uma parte muito significativa da compra total de ativos; “*asset-backed securities purchase programme* (ABSPP)”; “*third covered bond purchase programme* (CBPP3)”; “*corporate sector purchase programme* (CSPP)”.

Considereei que seria pertinente tentar captar quais os ativos adquiridos pelo BC que teriam mais impacto no mercado bolsista e decidi então dividi-los em dois grupos, PSPP e OAP (*other asset purchases*) que representa a soma dos restantes 3 programas. De modo a que se pudesse averiguar se o PSPP, pacote de maiores dimensões (largamente superior à soma dos outros 3), que incluía apenas ativos do setor público, teria mais ou menos influência nas ações da Zona Euro. Estes dados estão disponíveis no *website* do BCE e representam o valor em milhões de euros comprado pelo BCE de cada conjunto de ativos.

Para representar o mercado acionista incluí o “EURO STOXX 50®”, um índice que cobre 50 ações de 9 países da Zona Euro e que serve de base para uma ampla gama de produtos de investimento, como fundos negociados em bolsa (ETFs), futuros, opções e produtos estruturados em todo o mundo. Este índice é calculado com base na fórmula de Laspeyres que inclui entre outras variáveis, o valor das ações em determinado momento, o peso da empresa e o número de ações presentes (neste caso sempre 50). Está disponível na base de dados online “qontigo”.

Ao colocar apenas estas 3 variáveis no modelo, um possível problema seria o “*omitted variable bias*”, que ocorre quando um modelo deixa de fora uma ou mais variáveis relevantes. Assim, atribui o efeito das variáveis ausentes às que foram incluídas, sobrevalorizando-as. Para solucionar esta questão inseri duas variáveis de controlo.

O IP (*Industrial production*), mede mensalmente a produção industrial da Zona Euro pelo que é um bom indicador económico de atividade e apesar de não ser o ideal, é das poucas variáveis de produção disponíveis em dados mensais. Este indicador está disponível no *website* do BCE e é calculado tendo por base o valor para a produção industrial (excluindo construção civil) na zona euro em Fevereiro de 2015 (unidade: 02/2015=100).

A taxa do MMI (taxa do Mercado monetário interbancário) disponível no *website* do EUROSTAT, a unidade de medida é o valor em percentagem do “*EUro InterBank Offered Rate*” (EURIBOR) a 3 meses e representa a política monetária convencional.

A periodicidade de todos estes dados é mensal e o período em análise é de outubro de 2014, início do programa de compra de ativos do BCE a dezembro de 2019.

### 3.2 Metodologia

Para respondermos à Pergunta Geral de Investigação – “*Quais os efeitos do programa de compra de ativos do BCE no mercado de ações da Zona Euro?*”, decidi tomar uma abordagem econométrica, criando um modelo VAR (*vector auto-regressive model*). A metodologia VAR tem como característica marcante o facto de considerar todas as variáveis como endógenas, formando um sistema de equações estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Este é um modelo que me permitirá estudar como as variáveis de interesse reagem aos choques de política monetária deste período. Também permitirá capturar a evolução e as interdependências entre as séries temporais.

Escolhidas as variáveis iniciais que integram o modelo (STOXX, IP, PSPP, OAP e PSPP), o passo seguinte é tratá-las de modo a que sejam válidas estatisticamente. A utilização do logaritmo neperiano é usual neste tipo de dados. No entanto, neste caso devido ao facto das variáveis PSPP, OAP e MMI apresentarem observações com valores negativos isso não é possível matematicamente. Portanto, apenas as variáveis STOXX e IP estão logaritimizadas.

No que diz respeito à estacionaridade, podemos observar na tabela os valores dos testes ADF das variáveis em níveis e primeiras diferenças que demonstram que todas as variáveis em primeiras diferenças são estacionárias e podem portanto ser incluídas no modelo.

**Tabela 3- Valores dos testes de estacionaridade ADF**

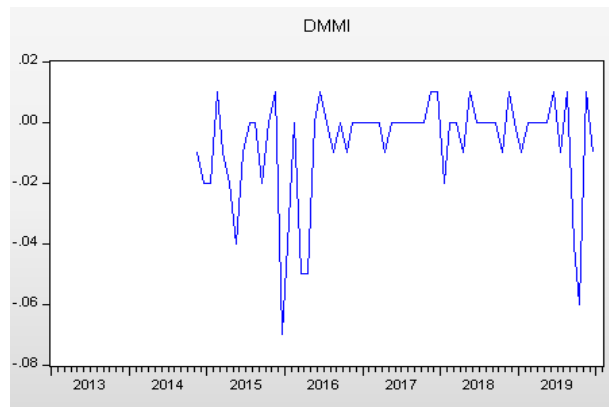
Variables	Level			1st differences		
	Intercept	Trend and intercept	None	Intercept	Trend and intercept	None
LOG(IP)	0.1516	0.7589	0.8299	0.0000	0.0000	0.0000
PSPP	0.4193	0.2336	0.3311	0.0000	0.0000	0.0000
OAP	0.3116	0.0002	0.2183	0.0000	0.0000	0.0000
MMI	0.5091	0.5635	0.9026	0.0701	0.2488	0.0249
LOG(STOXX)	0.1515	0.3184	0.8278	0.0000	0.0000	0.0000

Fonte: Elaboração Própria

Para as primeiras diferenças da variável MMI, os modelos não concordam se é estacionária ou não. O modelo sem variável exógena, constante ou tendência, será o mais apropriado porque a constante ou

o *trend* não são significativos na regressão. Isto é apenas indicativo porque o *t-value* tem uma distribuição não standard neste caso. Depois, o gráfico da  $d(MMI)$  não tem uma tendência decrescente clara, por vezes fica estagnada. Assim, os modelos com contante ou com constante + *trend* não são um perfeito *fit*.

**Figura 1- Gráfico da variável  $d(MMI)$**



Posto isto, decidi utilizar o modelo sem contante nem *trend* com  $p\text{-value} = 0.0249 < 0.05$ , deduzo então que a variável  $d(MMI)$ , as primeiras diferenças da taxa do MMI, é estacionária.

## 4. Apresentação e análise dos resultados

### 4.1 Determinação do modelo VAR ótimo

Decidi então, utilizar as primeiras diferenças de cada variável na estimação do modelo. As variáveis ficaram definidas como d(MMI), d(OAP), d(PSPP), d(LOGIP) e d(LOGSTOXX).

Executei o teste de determinação do *lag* ótimo do modelo e o *output* foi o seguinte:

**Tabela 4- Teste de determinação do *lag* ótimo**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGSTOXX DLOGIP DMMI DOAP

DPSPP

Exogenous variables: C

Date: 10/10/20 Time: 16:24

Sample: 2013M01 2020M01

Included observations: 56

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-688.1094	NA	38736.69	24.75391	25.71194	25.04758
1	-659.5540	50.99195*	38795.29	24.72957	24.93474*	24.82402*
2	-637.4281	35.55943	34257.81*	24.62693*	26.71876	25.50078
3	-621.2806	23.06786	56282.59	25.04574	27.93909	26.16748
4	-611.1830	12.62194	107030.3	25.57797	29.37550	27.05026
5	-597.7076	14.43796	195814.7	25.98956	30.69127	27.81240
6	-566.8515	27.55012	217612.6	25.78041	31.38629	27.95380

\* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Os critérios AIC e FPE selecionam 2 *lags* e os LR, SC e HQ selecionam 1 *lag*, o critério AIC é o mais usualmente utilizado e que reúne mais consenso a nível académico pelo que escolhi utilizar o modelo com 2 *lags*.

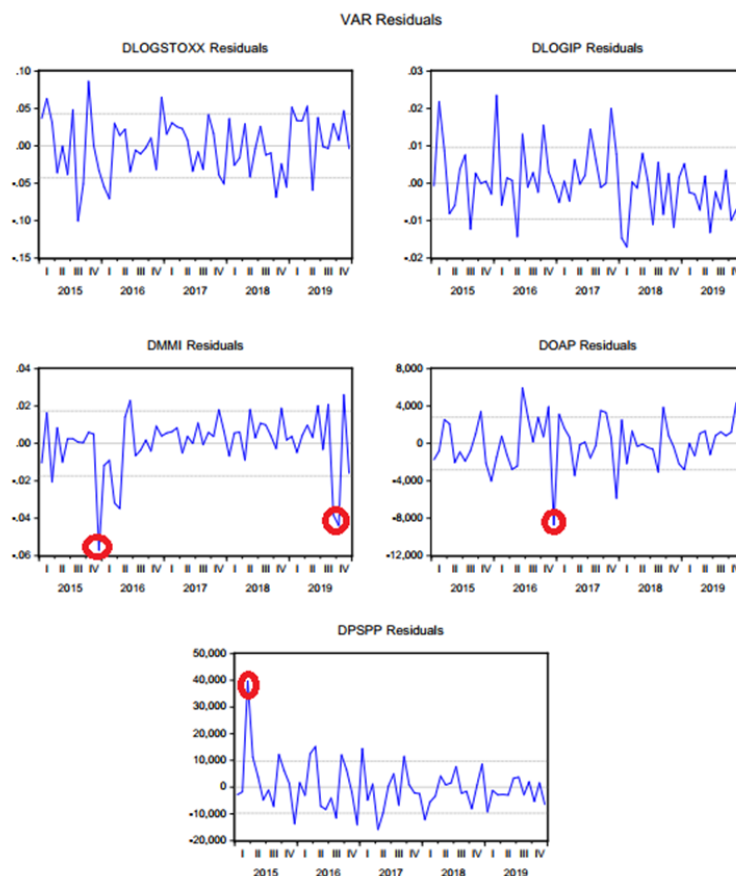
De seguida, realizei os testes de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade aos resíduos do modelo, enquanto que os testes revelaram que não existia heterocedasticidade nem autocorrelação, verificou-se também que os resíduos do modelo não seguem distribuição normal(*output* dos testes



em anexo), algo usual quando se trabalha com dados da bolsa. No entanto, essa situação pode dever-se à existência de *outliers*.

Posto isto, o mais acertado a fazer é verificar os gráficos dos resíduos do modelo para identificar os *outliers*.

**Figura 2- Gráficos dos resíduos do modelo**



Graficamente, encontramos *outliers* no d(MMI) em 2015m12 e 2019m10, no d(OAP) em 2016m12 e finalmente no d(PSPP) em 2015m03. Estes valores foram posteriormente confirmados gerando e verificando o valor dos resíduos.

O passo seguinte foi voltar a estimar o modelo incluindo as variáveis *dummy* (como variáveis exógenas) para os meses identificados como *outliers* e fazer os testes de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade para este modelo recém estimado:

**Tabela 5- Teste de Autocorrelação**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
Date: 09/30/20 Time: 17:08  
Sample: 2013M01 2020M01  
Included observations: 60

---

---

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

---

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	19.66232	25	0.7643	0.775662	(25, 135.2)	0.7664
2	32.71527	25	0.1383	1.351073	(25, 135.2)	0.1406
3	14.49712	25	0.9524	0.561730	(25, 135.2)	0.9529
4	15.74382	25	0.9222	0.612678	(25, 135.2)	0.9231
5	24.65879	25	0.4816	0.989896	(25, 135.2)	0.4848
6	22.90090	25	0.5834	0.913690	(25, 135.2)	0.5863

---

---

Observa-se que não existe autocorrelação em nenhum dos *lags*, temos sempre (*P-value*>0.05)

**Tabela 6- Teste de heterocedasticidade**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)  
Date: 09/30/20 Time: 17:07  
Sample: 2013M01 2020M01  
Included observations: 60

---

---

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
335.6745	360	0.8167

---

---

Não existe heterocedasticidade (*P-value*>0.05).

**Tabela 7- Teste de normalidade**

VAR Residual Normality Tests  
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
Date: 09/30/20 Time: 17:09  
Sample: 2013M01 2020M01  
Included observations: 60

---

---

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.001825	3.33E-05	1	0.9954
2	0.123615	0.152807	1	0.6959
3	-0.179594	0.322541	1	0.5701
4	0.363161	1.318862	1	0.2508

---

---

5	-0.749519	5.617791	1	0.0178
Joint		7.412034	5	0.1918

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.454152	0.515635	1	0.4727
2	3.576916	0.832081	1	0.3617
3	2.515416	0.587054	1	0.4436
4	3.645606	1.042017	1	0.3074
5	4.623233	6.587216	1	0.0103
Joint		9.564003	5	0.0886

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.	
1	0.515669	2	0.7727	
2	0.984888	2	0.6111	
3	0.909595	2	0.6346	
4	2.360879	2	0.3071	
5	12.20501	2	0.0022	
Joint		16.97604	10	0.0749

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

O *p-value* é superior a 5%, logo os resíduos do modelo seguem distribuição normal.

Desta feita, os testes revelaram que não existe heterocedasticidade nem autocorrelação, e que os resíduos do modelo seguem distribuição normal. Pelo que este modelo obtém resultados satisfatórios em todos os testes.

#### 4.2 Modelo VAR

**Tabela 8- Output do modelo VAR**

Vector Autoregression Estimates

Date: 09/30/20 Time: 17:07

Sample (adjusted): 2015M01 2019M12

Included observations: 60 after adjustments

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

D(LOG(STOXX))				
D(PSPP)	D(OAP)	( )	D(LOG(IP))	D(MMI)

D(PSPP(-1))	-0.152004 (0.10754) [-1.41350]	-0.080551 (0.03683) [-2.18729]	1.88E-07 (6.3E-07) [ 0.29690]	3.86E-08 (1.4E-07) [ 0.26818]	-3.23E-07 (1.9E-07) [-1.66223]
D(PSPP(-2))	-0.008687 (0.10329) [-0.08411]	-0.022326 (0.03537) [-0.63117]	1.14E-08 (6.1E-07) [ 0.01869]	1.10E-07 (1.4E-07) [ 0.79713]	-2.41E-07 (1.9E-07) [-1.28986]
D(OAP(-1))	0.155577 (0.39006) [ 0.39885]	-0.447021 (0.13358) [-3.34652]	1.81E-06 (2.3E-06) [ 0.78772]	-1.60E-07 (5.2E-07) [-0.30685]	5.45E-08 (7.1E-07) [ 0.07716]
D(OAP(-2))	0.043467 (0.34830) [ 0.12480]	-0.138379 (0.11928) [-1.16014]	3.02E-06 (2.0E-06) [ 1.47166]	2.60E-08 (4.7E-07) [ 0.05568]	-2.32E-07 (6.3E-07) [-0.36775]
D(LOG(STOXX(-1)))	26753.52 (24405.1) [ 1.09623]	-1632.631 (8357.60) [-0.19535]	-0.025103 (0.14358) [-0.17484]	0.017214 (0.03269) [ 0.52651]	0.125492 (0.04416) [ 2.84188]
D(LOG(STOXX(-2)))	35684.64 (25575.6) [ 1.39526]	23977.83 (8758.47) [ 2.73767]	-0.197029 (0.15046) [-1.30947]	0.025154 (0.03426) [ 0.73415]	0.042912 (0.04628) [ 0.92730]
D(LOG(IP(-1)))	-135650.2 (110679.) [-1.22561]	-47092.45 (37902.6) [-1.24246]	0.910994 (0.65114) [ 1.39908]	-0.239173 (0.14827) [-1.61308]	0.532299 (0.20026) [ 2.65803]
D(LOG(IP(-2)))	-201439.9 (116397.) [-1.73063]	63799.44 (39860.6) [ 1.60056]	-0.360608 (0.68478) [-0.52661]	-0.198653 (0.15593) [-1.27399]	-0.263616 (0.21061) [-1.25170]
D(MMI(-1))	-194808.1 (62099.6) [-3.13703]	-48343.80 (21266.2) [-2.27327]	0.181779 (0.36534) [ 0.49756]	-0.119886 (0.08319) [-1.44109]	0.252820 (0.11236) [ 2.25006]
D(MMI(-2))	-39921.14 (62001.3) [-0.64388]	-22039.16 (21232.6) [-1.03799]	0.236610 (0.36476) [ 0.64867]	0.163801 (0.08306) [ 1.97208]	-0.180602 (0.11218) [-1.60988]
C	-1559.425 (1130.02) [-1.38000]	-603.1194 (386.978) [-1.55853]	0.004784 (0.00665) [ 0.71962]	0.001301 (0.00151) [ 0.85934]	-0.004721 (0.00204) [-2.30919]
DUMMY_2015M03	48539.24	1860.343	0.041001	0.011229	-0.033279

	(8288.81)	(2838.53)	(0.04876)	(0.01110)	(0.01500)
	[ 5.85600]	[ 0.65539]	[ 0.84081]	[ 1.01129]	[-2.21898]
DUMMY_2015M12	-11485.60	-4898.074	-0.037314	-0.001889	-0.074523
	(8237.98)	(2821.13)	(0.04846)	(0.01104)	(0.01491)
	[-1.39422]	[-1.73621]	[-0.76993]	[-0.17121]	[-4.99964]
DUMMY_2016M12	-12158.17	-9514.650	0.074842	-5.08E-05	0.001965
	(7665.31)	(2625.01)	(0.04510)	(0.01027)	(0.01387)
	[-1.58613]	[-3.62461]	[ 1.65963]	[-0.00494]	[ 0.14166]
DUMMY_2019M10	-7254.240	1452.269	0.009312	-0.011747	-0.047989
	(7853.09)	(2689.32)	(0.04620)	(0.01052)	(0.01421)
	[-0.92374]	[ 0.54001]	[ 0.20157]	[-1.11663]	[-3.37734]

---

<b>R-squared</b>	<b>0.619908</b>	<b>0.563909</b>	<b>0.240513</b>	<b>0.238472</b>	<b>0.586240</b>
<b>Adj. R-squared</b>	<b>0.501658</b>	<b>0.428236</b>	<b>0.004229</b>	<b>0.001552</b>	<b>0.457514</b>
Sum sq. Resids	2.38E+09	2.79E+08	0.082316	0.004268	0.007786
S.E. equation	7269.918	2489.610	0.042770	0.009739	0.013154
F-statistic	5.242325	4.156387	1.017897	1.006550	4.554190
Log likelihood	-609.9959	-545.6987	112.6098	201.3906	183.3558
Akaike AIC	20.83320	18.68996	-3.253659	-6.213020	-5.611860
Schwarz SC	21.35678	19.21354	-2.730073	-5.689434	-5.088274
Mean dependent	208.5833	-172.8000	0.002905	0.000535	-0.007167
S.D. dependent	10298.30	3292.478	0.042860	0.009747	0.017859

---

Determinant resid covariance (dof adj.)	8475.200
Determinant resid covariance	2011.205
Log likelihood	-653.8762
Akaike information criterion	24.29587
Schwarz criterion	26.91381
Number of coefficients	75

---

Sublinhados a amarelo estão todos os valores da *t-statistic* superiores a 1.96 ou inferiores a -1.96 que indicam que esse *lag* tem impacto significativo na variável dependente. Por exemplo, o primeiro *lag* do D(PSPP) tem impacto significativo na variável D(OAP), porque -2.18729 é inferior a -1.96.

Através desta lógica podemos concluir que:

- O primeiro *lag* do D(PSPP) tem impacto significativo na variável D(OAP)
- O segundo *lag* do D(OAP) tem impacto significativo na variável D(OAP)

- O primeiro *lag* do D(LOG(STOXX)) tem impacto significativo na variável D(MMI) e o segundo *lag* na D(OAP)
- O primeiro *lag* do D(LOG(IP)) tem impacto significativo na variável D(MMI)
- O primeiro *lag* do D(MMI) tem impacto significativo nas variáveis D(OAP), D(PSPP) e D(MMI)

Também com sublinhado amarelo estão os valores do *R-squared* e *adjusted R-squared* que indicam a percentagem da variação da variável que é explicada pelo modelo. Enquanto o *R-squared* se mantém igual ou aumenta à medida que se adicionam variáveis ao modelo, o *adjusted R-squared* é ajustado ao número de variáveis que o modelo contém e só aumenta se o novo termo melhorar o modelo mais do que seria esperado pelo acaso, evitando a inclusão de variáveis pouco significativas.

Os valores do *adjusted R-squared* são bastante baixos, especialmente para as variáveis D(LOG(IP)) e D(LOG(STOXX)) que estão muito perto de zero enquanto os valores das 3 restantes variáveis se situam entre os 40% e 51%.

No entanto, os valores do *R-squared* são mais elevados, as variáveis D(LOG(IP)) e D(LOG(STOXX)) apresentam valores a rondar os 24% e todas as outras estão acima dos 50%, sendo que o D(PSPP) tem um *R-squared* de 62%.

No entanto esta análise não é robusta e não permite inferir com certeza se as variáveis têm ou não impacto significativo umas nas outras. Por essa razão, estendi a análise executando as funções de impulso resposta, a decomposição da variância e a causalidade à Granger.

#### 4.3 Funções de impulso resposta

As funções de impulso resposta (FIR) que permitirão analisar o impacto de choques inesperados das variáveis.

Estas funções permitem medir os efeitos dos choques numa variável em todas as variáveis do sistema (a própria e as outras variáveis modelizadas), no momento  $t$  e nos momentos subsequentes.

A FIR de cholesky, implica escolher uma ordenação das variáveis, das mais lentas a reagir para as mais rápidas. Assim, a ordem que escolhi foi D(LOG(IP)); D(PSPP); D(OAP); D(MMI); D(LOG(STOXX)).

A produção industrial (IP) é a que reage mais lentamente pois os efeitos no consumo e investimento são mais demorados.

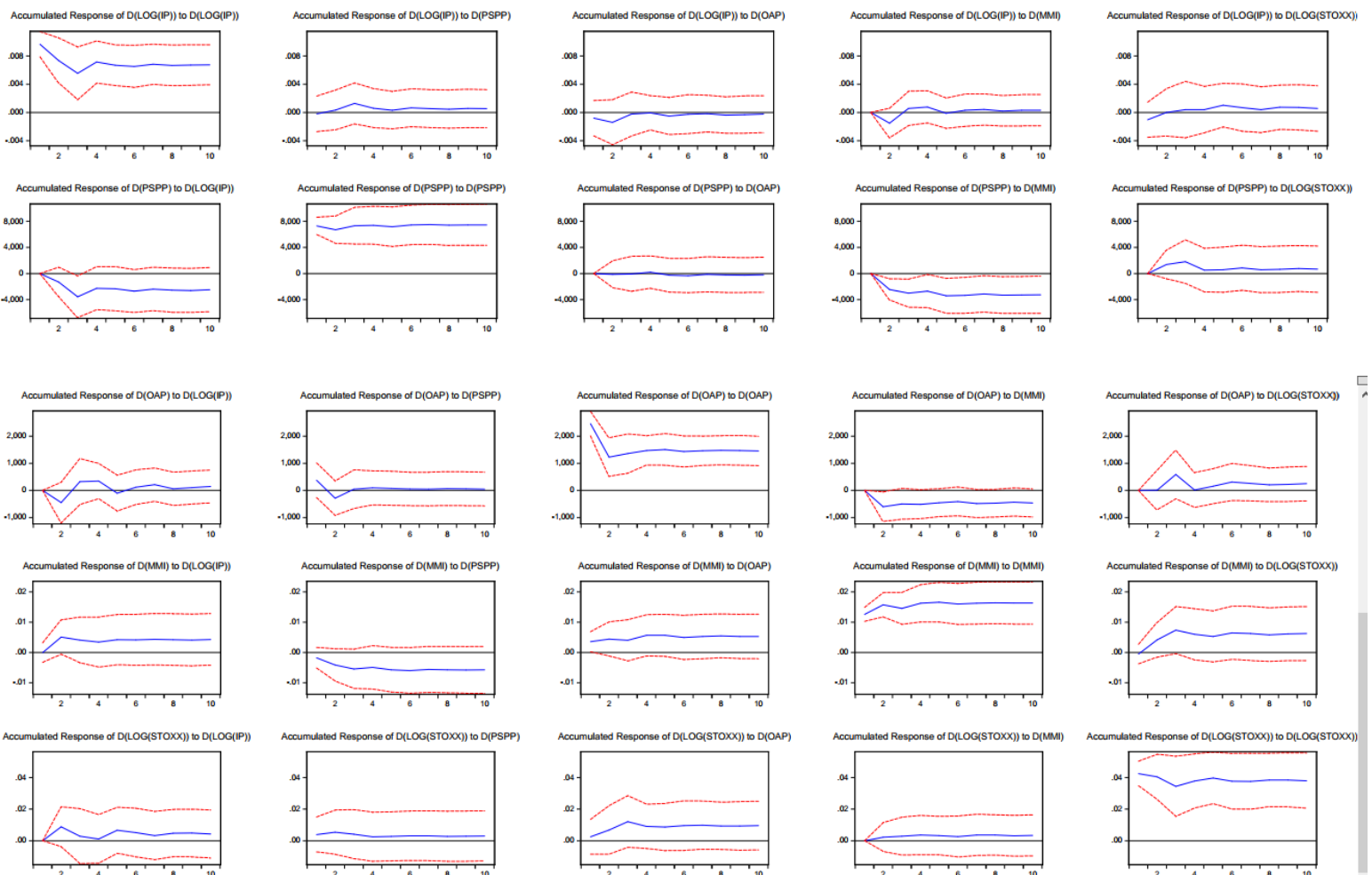
As variáveis OAP e PSPP são definidas pelo BCE pelo que irão reagir com velocidades semelhantes aos choques.

A taxa do MMI é afetada diretamente pelas decisões do BCE, nomeadamente ao que diz respeito à determinação das taxas de juro diretoras.

Teoricamente, o mercado acionista reage quase instantaneamente aos choques pelo que o STOXX é a última variável da ordenação.

Nos quadros seguintes podemos observar as funções impulso-resposta resultantes:

**Figura 3- Funções impulso-resposta do modelo ótimo**



Ao analisarmos estes resultados podemos concluir que os choques de cada variável têm um impacto muito significativo nelas próprias, além disso:

- Um choque em qualquer das outras variáveis não tem um impacto significativo na variável D(LOG(IP)).
- No entanto, o efeito mais forte é o de um choque no D(PSP) que afeta negativamente o D(LOG(IP)).
- Pelo contrário, um choque no D(MMI) afeta positivamente o D(LOG(IP)).
- Por fim, o OAP tem um efeito sempre perto de zero.

-Choques no D(LOG(IP)) ou D(MMI) têm efeitos negativos significativos no D(PSPP) e o D(LOG(STOXX)) tem um efeito positivo, mas pouco significativo.

-Um choque no D(MMI) tem impacto significativo e negativo no D(OAP).

Parece, portanto, que um choque na política monetária convencional (D(MMI)) causa uma retração na não convencional (D(PSPP) e D(OAP)).

-Um choque em qualquer das outras variáveis tem um impacto significativo no D(MMI), no caso do D(PSPP) esse efeito é negativo e no caso das restantes variáveis é positivo.

O facto do D(OAP) ter um efeito positivo no D(MMI) não é um resultado expectável, uma vez que a política monetária não convencional injeta liquidez no mercado.

- Um choque em qualquer das outras variáveis tem um impacto positivo, mas pouco significativo na variável D(LOG(STOXX)), no entanto, a variável D(OAP) é a que apresenta maior significância.

#### 4.4 Decomposição da variância

A análise da decomposição da variância permite-nos analisar qual a influência percentual que cada variável tem na sua própria previsão da variância do erro e na das outras variáveis.

Cholesky Ordering: D(LOG(IP)) D(PSPP) D(OAP) D(MMI) D(LOG(STOXX))

**Tabela 9- Decomposição da variância da variável D(PSPP)**

Variance Decomposition of D(PSPP):						
Period	S.E.	D(PSPP)	D(OAP)	D(LOG(STOX X))	D(LOG(IP))	D(MMI)
1	7269.918	99.95693	0.000000	0.000000	0.043070	0.000000
2	7921.200	84.76952	0.096118	2.035271	3.191956	9.907139
3	8293.284	77.80628	0.111892	1.896410	10.65173	9.533687
4	8505.539	73.98316	0.310005	3.591963	12.85500	9.259869
5	8553.464	73.22241	0.615410	3.552812	12.71333	9.896032
6	8571.334	73.01616	0.630067	3.619598	12.87320	9.860980
7	8587.165	72.75377	0.703556	3.687553	12.97014	9.884983
8	8591.903	72.69009	0.716769	3.686056	12.99348	9.913605
9	8592.959	72.67486	0.718079	3.700581	12.99440	9.912078
10	8594.764	72.64452	0.722756	3.709250	13.01410	9.909373



Começando pelo D(PSPP), no primeiro período a sua variância é quase exclusivamente explicada por si mesmo, no entanto, a partir do segundo período o D(MMI) e o D(LOG(IP)) apresentam valores crescentemente mais significativos.

**Tabela 10- Decomposição da variância da variável D(OAP)**

Variance Decomposition						
D(OAP):						
Period	S.E.	D(PSPP)	D(OAP)	D(LOG(STOXX))	D(LOG(IP))	D(MMI)
1	2489.610	2.165496	97.10438	0.000000	0.730123	0.000000
2	2955.923	6.669659	87.33388	0.054429	1.769920	4.172116
3	3131.927	7.193254	78.15131	4.541276	6.337529	3.776629
4	3187.176	6.969088	75.61242	7.598646	6.171723	3.648123
5	3222.245	6.824877	73.97559	7.526865	8.076883	3.595790
6	3234.890	6.776488	73.43237	7.768546	8.439870	3.582727
7	3237.690	6.764779	73.31729	7.772747	8.509503	3.635685
8	3242.049	6.748586	73.12059	7.800977	8.700479	3.629366
9	3242.703	6.746075	73.09110	7.805431	8.714350	3.643041
10	3243.344	6.744719	73.06445	7.808998	8.727789	3.654040

No caso do D(OAP), nos dois primeiros períodos a sua variância é exclusivamente explicada por si mesmo com uma pequena contribuição do D(PSPP), nos períodos seguintes podemos verificar que existe uma relativa importância do D(LOG(STOXX)) e do D(LOG(IP)) para além do já referido D(PSPP).

**Tabela 11- Decomposição da variância da variável D(LOG(STOXX))**

Variance Decomposition						
D(LOG(STOXX)):						
Period	S.E.	D(PSPP)	D(OAP)	D(LOG(STOXX))	D(LOG(IP))	D(MMI)
1	0.042770	0.798576	0.240435	97.53743	1.244816	0.178740
2	0.044004	0.888127	1.528427	92.20066	4.934349	0.448439
3	0.045144	0.928198	2.617108	89.72884	6.264812	0.461040
4	0.045447	1.060148	3.088088	89.03618	6.343998	0.471585
5	0.045829	1.048406	3.036956	87.85476	7.587651	0.472228

6	0.045916	1.049584	3.051366	87.76522	7.650225	0.483603
7	0.045966	1.047355	3.045606	87.57614	7.798546	0.532350
8	0.046005	1.050764	3.045638	87.47402	7.897976	0.531601
9	0.046009	1.050666	3.045242	87.46004	7.896810	0.547240
10	0.046018	1.051957	3.046656	87.43680	7.911962	0.552624

A variância do  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  é sempre quase exclusivamente explicada pela própria variável, ainda que a partir do segundo período o  $D(\text{LOG}(\text{IP}))$  tenha alguma influência.

**Tabela 12- Decomposição da variância da variável  $D(\text{LOG}(\text{IP}))$**

Variance Decomposition of $D(\text{LOG}(\text{IP}))$ :						
Period	S.E.	D(PSPP)	D(OAP)	$D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$	$D(\text{LOG}(\text{IP}))$	D(MMI)
1	0.009739	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.010204	0.240591	0.581058	0.507757	96.40552	2.265072
3	0.010682	0.905571	1.413280	0.536853	91.34021	5.804086
4	0.010824	1.221364	1.456706	0.548392	91.08636	5.687182
5	0.010902	1.274639	1.649484	0.782405	89.98882	6.304651
6	0.010925	1.359462	1.698647	0.878678	89.62607	6.437145
7	0.010934	1.366762	1.704656	0.932218	89.56019	6.436171
8	0.010945	1.369527	1.742118	1.013404	89.41077	6.464180
9	0.010947	1.378022	1.746890	1.013166	89.39106	6.470866
10	0.010948	1.378159	1.749944	1.030917	89.37128	6.469703

A variância do  $D(\text{LOG}(\text{IP}))$  é sempre quase exclusivamente explicada pela própria variável, ainda que a partir do segundo período o D(MMI) tenha alguma influência.

**Tabela 13- Decomposição da variância da variável  $D(\text{MMI})$**

Variance Decomposition of $D(\text{MMI})$ :						
---------------------------------------------------	--	--	--	--	--	--

Period	S.E.	D(PSPP)	D(OAP)	D(LOG(STOXX))	D(LOG(IP))	D(MMI)
1	0.013154	1.818312	7.111710	0.000000	0.040857	91.02912
2	0.015411	3.551553	5.875158	11.83104	8.767110	69.97514
3	0.015877	4.024776	5.660073	14.80600	8.860468	66.64869
4	0.016136	3.979043	6.460705	15.05851	8.768382	65.73336
5	0.016192	4.157023	6.417931	15.09770	9.001359	65.32599
6	0.016267	4.142925	6.553793	15.49219	8.923114	64.88798
7	0.016278	4.182500	6.582623	15.48347	8.921589	64.82981
8	0.016287	4.180121	6.592561	15.54477	8.913991	64.76856
9	0.016293	4.181971	6.605106	15.57174	8.919319	64.72186
10	0.016295	4.182371	6.603802	15.57176	8.934581	64.70749

A variância do D(MMI) tem uma influência significativa do D(OAP) logo no primeiro período, que se mantém nos seguintes. A partir do segundo período é notória a importância do D(LOG(IP)) e sobretudo do D(LOG(STOXX)).

#### 4.5 Causalidade à Granger

**Tabela 14- Causalidade à Granger da variável D(PSPP)**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 10/10/20 Time: 17:06

Sample: 2013M01 2020M01

Included observations: 60

Dependent variable: D(PSPP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(OAP)	0.160045	2	0.9231
D(LOG(STOXX))	2.886270	2	0.2362
D(LOG(IP))	3.892466	2	0.1428
D(MMI)	12.59783	2	0.0018
All	22.56157	8	0.0040

O D(MMI) causa à Granger o D(PSPP) mas as restantes variáveis não.

**Tabela 15- Causalidade à Granger da variável D(OAP)**

Dependent variable: D(OAP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PSPP)	4.914557	2	0.0857
D(LOG(STOXX))	7.701749	2	0.0213
D(LOG(IP))	4.916109	2	0.0856
D(MMI)	8.415459	2	0.0149
All	18.82152	8	0.0158

O D(MMI) e o D(LOG(STOXX)) causam à Granger o D(OAP) mas as outras duas variáveis não.

**Tabela 16- Causalidade à Granger da variável D(LOG(STOXX))**

Dependent variable: D(LOG(STOXX))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PSPP)	0.088492	2	0.9567
D(OAP)	2.223436	2	0.3290
D(LOG(IP))	2.555956	2	0.2786
D(MMI)	0.946860	2	0.6229
All	6.819527	8	0.5562

Nenhuma variável causa à Granger o D(LOG(STOXX)). Resultado que é expectável uma vez que vai de encontro à hipótese de mercado eficiente e, consequentemente, imprevisível.

**Tabela 17- Causalidade à Granger da variável D(LOG(IP))**

Dependent variable: D(LOG(IP))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PSPP)	0.664330	2	0.7174
D(OAP)	0.129574	2	0.9373

D(LOG(STOXX))	0.750110	2	0.6873
D(MMI)	4.683004	2	0.0962
All	8.342786	8	0.4007

Nenhuma variável causa à Granger o D(LOG(IP)).

**Tabela 18- Causalidade à Granger da variável D(MMI)**

Dependent variable: D(MMI)

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(PSP)	3.953163	2	0.1385
D(OAP)	0.191329	2	0.9088
D(LOG(STOXX))	8.515752	2	0.0142
D(LOG(IP))	10.03964	2	0.0066
All	19.25310	8	0.0136

O D(LOG(IP)) e o D(LOG(STOXX)) causam à Granger o D(MMI) mas as outras duas variáveis não.

#### 4.6 Interpretação dos resultados

Concluída a análise geral dos resultados irei agora realizar uma interpretação dos mesmos à luz da questão de investigação inicial- *“Quais os efeitos do programa de compra de ativos do BCE no mercado de ações da Zona Euro?”*.

##### 4.6.1 Impacto das outras 4 variáveis no D(LOG(STOXX))

Olhando para o output do modelo, não há nenhum *lag* de nenhuma variável com impacto significativo na variável D(LOG(STOXX)) e o seu R-quadrado ajustado é muito baixo, bastante próximo de zero (0.004229). No entanto, estes indicadores não são sinónimo de que não exista relação entre a variável de resposta (neste caso D(LOG(STOXX))) e as restantes variáveis. Esta relação pode, ainda assim, existir.

As funções impulso resposta que medem o impacto de alterações inesperadas das variáveis são o elemento técnico mais apropriado para medir este fenómeno uma vez que o mercado acionista é teoricamente apenas afetado por fatores inesperados, visto que toda a informação conhecida está já incorporada no mercado.

Apesar de não existir nenhuma variável com efeitos significativos no D(LOG(STOXX)), o D(OAP) é a variável que sofrendo um choque inesperado afeta mais significativamente a D(LOG(STOXX)). Assim,

as FIR dizem-nos que a política monetária não convencional, em particular a compra de ativos do setor privado por parte do BC é o fator com maior impacto no mercado acionista entre aqueles que foram incluídos no modelo.

No que diz respeito à decomposição da variância, a variância do  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  é sempre quase exclusivamente explicada pela própria variável, ainda que a partir do segundo período o  $D(\text{LOG}(\text{IP}))$  tenha alguma influência. A produção industrial não é uma variável de política monetária pelo que este critério nos diz que essa política tem pouca influência no mercado acionista.

Por fim, a causalidade à Granger também indica que nenhuma das outras variáveis do modelo tem impacto na  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ , os *p-values* são sempre superiores a 0.05.

Os resultados indicam que a variável  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  que representa, no meu modelo o mercado de ações da zona Euro não é fortemente influenciada pelas restantes variáveis. O mercado acionista é potencialmente afetado por inúmeros fatores, entre os quais, fatores internacionais que não foram considerados no modelo. Portanto, seria sempre difícil encontrar relações muito fortes entre o mercado acionista e as restantes variáveis.

#### 4.6.2 Impacto do $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ nas outras 4 variáveis

Através da análise do *output* do modelo podemos verificar que o primeiro *lag* do  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  tem impacto significativo na variável  $D(\text{MMI})$  [ 2.84188] e que o segundo *lag* do  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  tem impacto significativo na variável  $D(\text{OAP})$  [ 2.73767].

A causalidade à Granger:

-O  $D(\text{MMI})$  e o  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  causam à Granger o  $D(\text{OAP})$

-O  $D(\text{LOG}(\text{IP}))$  e o  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  causam à Granger o  $D(\text{MMI})$ .

A variável  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  tem alguma influência nas variáveis  $D(\text{MMI})$  e  $D(\text{OAP})$ . Ou seja, a bolsa de valores pode ajudar a prever estas variáveis de política monetária, algo que faz sentido uma vez que é uma variável *forward looking*. Assim sendo, incorpora no presente a informação das expectativas dos agentes para o futuro.

A causalidade do  $D(\text{MMI})$  relativamente ao  $D(\text{OAP})$  vem reforçar o que já se tinha visto anteriormente, que a política convencional parece ter impacto na não convencional.

Em relação às funções de impulso resposta, parece existir um efeito significativo e positivo de um choque inesperado do  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$  na variável  $D(\text{MMI})$  e um efeito também positivo, mas pouco significativo na  $D(\text{PSPP})$ .

Em termos de decomposição da variância:

-A variância do D(OAP) tem uma componente assinalável do D(LOG(STOXX)) e do D(LOG(IP)).

-A variância do D(MMI) é fortemente explicada pelo D(LOG(STOXX)) e D(LOG(IP)) a partir do segundo período.

#### 4.7 Análise de robustez

Esta análise consiste em fazer modificações no modelo econométrico de modo a verificar se isso causa uma alteração significativa dos resultados.

##### 4.7.1 Modelo com apenas uma variável para a política não convencional (APP)

Para tal, decidi estimar um modelo com a variável APP (*asset purchase programmes*) em substituição das variáveis PSPP e OAP. Esta variável APP é simplesmente a soma do PSPP com o OAP, pelo que engloba em apenas uma variável todas as compras de ativos por parte do BCE e representa na minha análise toda a política monetária não convencional. É possível que a significância do modelo melhore, porque neste caso há menos parâmetros a estimar.

**Tabela 19- Output do modelo com variável D(APP)**

Vector Autoregression Estimates

Date: 10/17/20 Time: 17:16

Sample (adjusted): 2015M02 2019M12

Included observations: 59 after adjustments

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

	D(APP)	D(LOG(STOXX))	D(LOG(IP))	D(D(MMI))
D(APP(-1))	-0.194605 (0.13619) [-1.42897]	2.83E-07 (5.0E-07) [ 0.56248]	-2.11E-08 (1.1E-07) [-0.18820]	3.02E-08 (2.1E-07) [ 0.14661]
D(APP(-2))	0.018448 (0.13794) [ 0.13374]	1.34E-07 (5.1E-07) [ 0.26326]	8.64E-08 (1.1E-07) [ 0.76260]	2.20E-08 (2.1E-07) [ 0.10520]
D(LOG(STOXX(-1)))	46769.46 (36225.4) [ 1.29107]	0.010530 (0.13401) [ 0.07858]	0.024125 (0.02975) [ 0.81083]	0.030992 (0.05484) [ 0.56513]
D(LOG(STOXX(-2)))	53238.82 (35507.9) [ 1.49935]	-0.235439 (0.13135) [-1.79243]	0.035817 (0.02916) [ 1.22810]	-0.089423 (0.05375) [-1.66357]

D(LOG(IP(-1)))	7411.438 (167352.) [ 0.04429]	1.066707 (0.61907) [ 1.72308]	-0.163584 (0.13745) [-1.19009]	0.241386 (0.25335) [ 0.95279]
D(LOG(IP(-2)))	-238544.9 (170353.) [-1.40030]	-0.330827 (0.63017) [-0.52498]	-0.180226 (0.13992) [-1.28806]	-0.312234 (0.25789) [-1.21073]
D(D(MMI(-1)))	-65904.98 (73256.1) [-0.89965]	0.147668 (0.27099) [ 0.54492]	-0.102840 (0.06017) [-1.70919]	-0.461175 (0.11090) [-4.15852]
D(D(MMI(-2)))	-81085.63 (79068.8) [-1.02551]	0.139599 (0.29249) [ 0.47727]	0.038053 (0.06494) [ 0.58595]	-0.637388 (0.11970) [-5.32495]

---

<b>R-squared</b>	<b>0.168409</b>	<b>0.113973</b>	<b>0.189989</b>	<b>0.491195</b>
<b>Adj. R-squared</b>	<b>0.054269</b>	<b>-0.007639</b>	<b>0.078811</b>	<b>0.421359</b>
Sum sq. resids	6.73E+09	0.092050	0.004538	0.015416
S.E. equation	11484.62	0.042484	0.009433	0.017386
F-statistic	1.475464	0.937187	1.708871	7.033552
Log likelihood	-630.9960	106.9400	195.7305	159.6544
Akaike AIC	21.66088	-3.353900	-6.363744	-5.140828
Schwarz SC	21.94258	-3.072200	-6.082044	-4.859128
Mean dependent	71.23729	0.001778	0.000561	0.000169
S.D. dependent	11809.54	0.042323	0.009828	0.022856

---

Determinant resid covariance (dof adj.)	0.006111
Determinant resid covariance	0.003412
Log likelihood	-167.2946
Akaike information criterion	6.755749
Schwarz criterion	7.882549
Number of coefficients	32

---

Analisando o output deste modelo com 2 lags(determinação do número ótimo de lags em anexo) podemos verificar que não existe um aumento relevante da significância do modelo. Na verdade, apenas o Adjusted R-squared da variável D(LOG(IP)) é ligeiramente superior, no entanto, essa diferença não é significativa.

Realizei também uma análise deste modelo com base nas funções de impulso resposta e concluí que um choque inesperado da variável APP não tem um impacto mais significativo nas outras variáveis do



modelo quando comparado às variáveis OAP e PSPP (gráficos das FIR disponíveis em anexo com ordenação de cholesky equivalente- D(LOG(IP)); D(APP); D(MMI); D(LOG(STOXX)).

#### 4.7.2 Modelo com apenas 1 lag

Estimei também um modelo com as mesmas variáveis do inicial, mas com apenas 1 lag, visto que segundo os critérios de Schwarz e Hannan-Quinn esse seria o número ótimo de *lags*.

**Tabela 20- Output do modelo com apenas 1 lag**

Vector Autoregression Estimates

Date: 10/17/20 Time: 17:23

Sample (adjusted): 2014M12 2019M12

Included observations: 61 after adjustments

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

	D(PSPP)	D(OAP)	D(LOG(STOXX))	D(LOG(IP))	D(MMI)
D(PSPP(-1))	-0.150953 (0.09930) [-1.52019]	-0.067691 (0.03641) [-1.85903]	2.29E-07 (5.8E-07) [ 0.39526]	-7.45E-08 (1.4E-07) [-0.53889]	-2.58E-07 (1.8E-07) [-1.40254]
D(OAP(-1))	0.287303 (0.30689) [ 0.93617]	-0.317124 (0.11253) [-2.81803]	-2.28E-07 (1.8E-06) [-0.12740]	-4.44E-08 (4.3E-07) [-0.10391]	3.96E-07 (5.7E-07) [ 0.69587]
D(LOG(STOXX(-1)))	12383.21 (23480.0) [ 0.52740]	50.08792 (8609.88) [ 0.00582]	-0.043524 (0.13711) [-0.31745]	0.016858 (0.03267) [ 0.51597]	0.096174 (0.04354) [ 2.20875]
D(LOG(IP(-1)))	-91997.04 (108707.) [-0.84629]	-53292.91 (39861.7) [-1.33694]	0.962533 (0.63478) [ 1.51634]	-0.199921 (0.15127) [-1.32164]	0.597866 (0.20159) [ 2.96575]
D(MMI(-1))	-219359.1 (56242.5) [-3.90023]	-51058.53 (20623.6) [-2.47573]	0.302774 (0.32842) [ 0.92191]	-0.105823 (0.07826) [-1.35215]	0.197884 (0.10430) [ 1.89729]
C	-1738.853 (1055.16) [-1.64795]	-363.3004 (386.918) [-0.93896]	0.003114 (0.00616) [ 0.50534]	0.000105 (0.00147) [ 0.07176]	-0.004366 (0.00196) [-2.23109]
DUMMY_2015M03	52195.86 (7958.21) [ 6.55874]	3883.274 (2918.20) [ 1.33071]	0.019066 (0.04647) [ 0.41028]	0.010028 (0.01107) [ 0.90551]	-0.025664 (0.01476) [-1.73901]

DUMMY_2015M12	-5650.636 (7547.62) [-0.74866]	-1800.128 (2767.64) [-0.65042]	-0.069600 (0.04407) [-1.57919]	0.003364 (0.01050) [ 0.32034]	-0.067057 (0.01400) [-4.79098]
DUMMY_2016M12	-14156.01 (7452.39) [-1.89953]	-8224.337 (2732.72) [-3.00958]	0.063064 (0.04352) [ 1.44918]	-0.003089 (0.01037) [-0.29788]	-0.000299 (0.01382) [-0.02166]
DUMMY_2019M10	-8360.268 (7650.70) [-1.09275]	522.8932 (2805.44) [ 0.18639]	0.022887 (0.04468) [ 0.51231]	-0.008562 (0.01065) [-0.80419]	-0.052372 (0.01419) [-3.69133]

---

<b>R-squared</b>	<b>0.567270</b>	<b>0.430748</b>	<b>0.157900</b>	<b>0.090714</b>	<b>0.509403</b>
<b>Adj. R-squared</b>	<b>0.490906</b>	<b>0.330291</b>	<b>0.009294</b>	<b>-0.069748</b>	<b>0.422827</b>
Sum sq. resids	2.71E+09	3.64E+08	0.092328	0.005243	0.009312
S.E. equation	7286.459	2671.877	0.042548	0.010139	0.013512
F-statistic	7.428490	4.287912	1.062544	0.565330	5.883879
Log likelihood	-623.6144	-562.4170	111.4900	198.9773	181.4592
Akaike AIC	20.77424	18.76777	-3.327541	-6.195977	-5.621612
Schwarz SC	21.12029	19.11382	-2.981496	-5.849933	-5.275567
Mean dependent	205.1639	-172.2623	0.002319	0.000745	-0.007377
S.D. dependent	10212.16	3264.928	0.042747	0.009803	0.017786

---

Determinant resid covariance (dof adj.)	11590.84
Determinant resid covariance	4734.963
Log likelihood	-690.8895
Akaike information criterion	24.29146
Schwarz criterion	26.02168
Number of coefficients	50

---

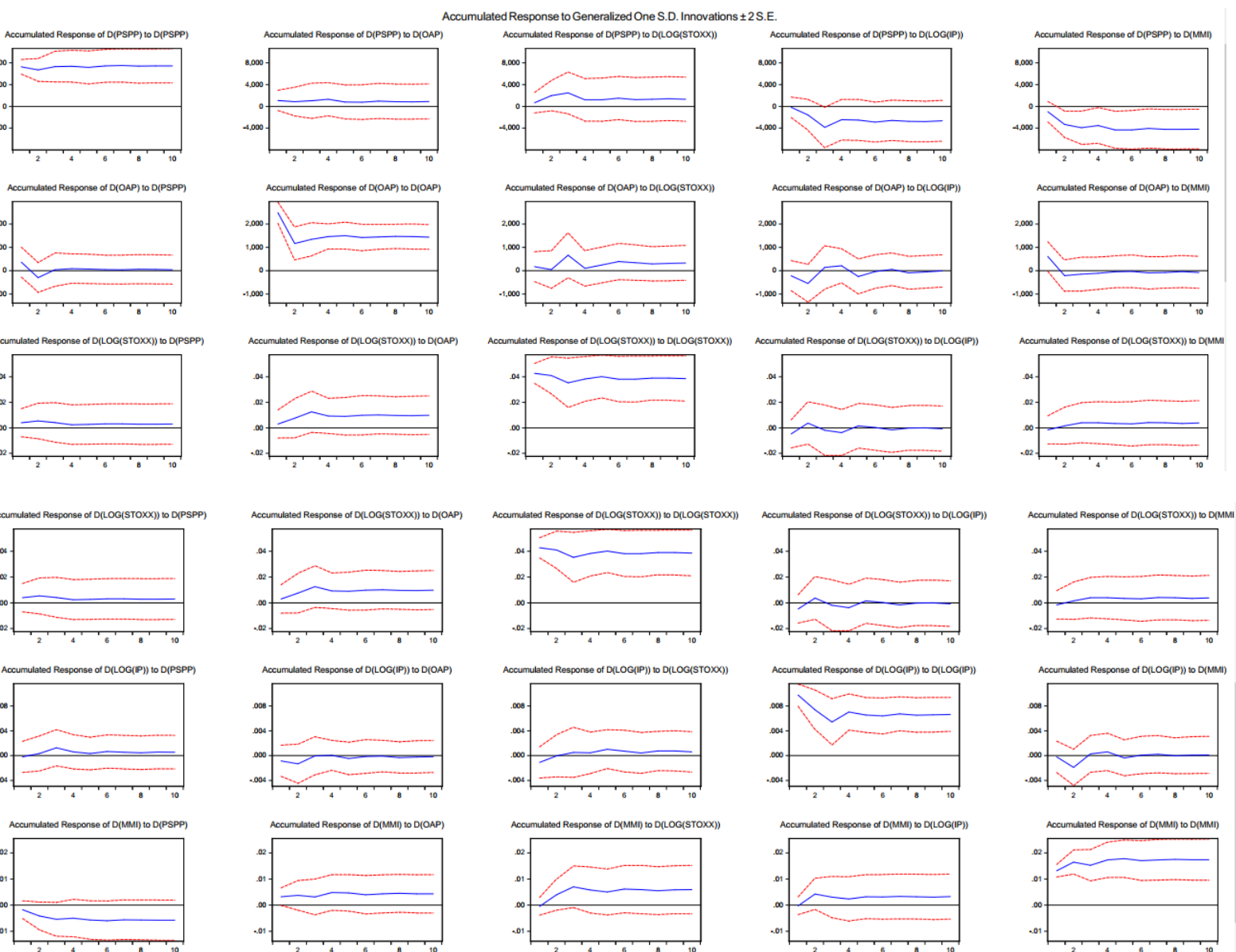
Também neste caso, não existe um aumento relevante da significância do modelo. Todos os valores do *Adjusted R-squared* são inferiores aos do modelo com dois lags, excetuando o *Adjusted R-squared* do D(LOG(STOXX)) que apesar de ser ligeiramente superior, a diferença é extremamente reduzida.

Mais uma vez, estimei também as funções de impulso resposta e concluí que um choque inesperado das variáveis OAP e PSPP não tem um impacto mais significativo nas outras variáveis do modelo quando comparado com o modelo com 2 lags (gráficos das FIR disponíveis em anexo).

#### 4.7.3 Funções de impulso-resposta com “generalized impulses”

Com base no modelo inicial (2 lags e com as variáveis PSPP e OAP) decidi analisar as FIR com identificação generalizada, independente da ordenação para verificar se existem ganhos de significância relevantes comparativamente às FIR de cholesky.

**Tabela 21-Funções de impulso-resposta com “generalized impulses”**



Analisando as FIR resultantes, os tais ganhos de significância não parecem existir. Na verdade, todas as funções são semelhantes às de cholesky.

No entanto, chegamos a conclusões semelhantes, o sinal do impacto da política monetária não convencional no mercado acionista é sempre positivo e o impacto do OAP é superior ao do PSPP.

#### 4.8. Discussão dos resultados

Apesar de existir alguma diversidade de conclusões nos estudos já existentes muitos apontam para efeitos positivos da política monetária convencional e não convencional nos mercados acionistas.

Em relação à política convencional (taxa de juro), o facto dos resultados demonstrarem que há pouco impacto no valor das ações neste período específico não é de todo surpreendente uma vez que se trata de um período de “zero lower bound” e, portanto, a utilização desta ferramenta é muito limitada.

No que toca à política não convencional e mais especificamente a compra de ativos por parte do BC. Há muita literatura anterior que relata que o impacto do “*asset purchase program*” do BCE tem efeitos reduzidos especialmente quando comparado com a ação de outros bancos centrais, devido não só à sua aplicação tardia como também à própria dimensão do programa (volume de compras pouco ambicioso).

Estas conclusões vão de encontro ao que eu também encontrei na elaboração desta dissertação, de facto também verifiquei que estes programas têm pouco impacto no valor das ações da zona Euro e isso pode dever-se ao facto de se terem iniciado numa fase tardia em que as empresas já se encontravam em saída da crise mas também pela magnitude das compras de ativos ser demasiado reduzida para as afetar significativamente.

Para além disso, o programa de maior dimensão do BCE foi o “PSPP” que engloba apenas ativos do setor público. É possível que este programa tenha efeitos positivos nas *yields* de dívida pública dos países da Zona Euro, efeito esse que é largamente relatado pela generalidade da literatura, mas tenha efeitos reduzidos no valor das ações. Além disso, há também várias indicações de estudos anteriores que mostram que o efeito nas *yields* das dívidas é superior nos países mais frágeis, como Portugal, Grécia e Espanha. É possível que isso seja verdade também para os efeitos no valor das ações, mas esta análise segmentada não foi considerada nesta dissertação.

Talvez os outros 3 programas que englobei no indicador “OAP” sejam mais apropriados para influenciar o mercado acionista, de facto os resultados que obtive indicam que apesar da sua reduzida dimensão estes programas foram o indicador com maior impacto nas ações apesar deste não ser significativo. Provavelmente porque estes programas incluem títulos de empresas e bancos, com mais efeito direto sobre a bolsa. Possivelmente, se o BCE tivesse apostado mais fortemente e antecipadamente na compra destes ativos os seus efeitos fossem mais evidentes.

Há também autores que chegam à conclusão que houve efeitos significativos e positivos da política não convencional do BCE no valor das ações da Zona Euro, o que é contrário às conclusões a que chego. Contudo, estes estudos utilizam indicadores diferentes:

No que diz respeito a essa mesma política. Ou seja, não estudam diretamente o programa de compra de ativos, mas tentam captar mais eficazmente o fator inesperado das políticas, incluindo no estudo apenas os anúncios dos BC’s que são considerados inesperados (esta escolha pode ser subjetiva). Ou optam por uma abordagem comparativa entre a Zona Euro e outras uniões monetárias.

No que se refere ao valor das ações, aqueles autores não utilizam um índice de ações da Zona Euro, mas sim carteiras de ativos representativas do mercado (detidas por fundos) ou índices de países específicos.

Para trabalhos futuros, há também a possibilidade de se utilizar outras variáveis de controlo sobretudo para a atividade económica, nomeadamente o indicador de atividade económica da OCDE.

## 5. Conclusão

O principal objetivo desta dissertação foi estudar os efeitos das políticas monetárias não convencionais do BCE sobre o valor das ações europeias, uma vez que a maior parte das pesquisas anteriores se concentrou no impacto sobre outros ativos, especialmente em títulos de dívida pública.

Para tal, apliquei um modelo VAR otimizado ao máximo que inclui variáveis representativas do mercado acionista ( $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ ), da política monetária convencional ( $D(\text{MMI})$ ), da política monetária não convencional ( $D(\text{PSPP})$  e  $D(\text{OAP})$ ) e um indicador de performance económica ( $D(\text{LOG}(\text{IP}))$ ).

Relativamente aos impactos nas variáveis de política monetária não convencional ( $D(\text{PSPP})$  e  $D(\text{OAP})$ ) dos choques nas outras variáveis do modelo, conclui-se através das FIR que um choque na política monetária convencional ( $D(\text{MMI})$ ) causa uma retração da não convencional.

Este resultado não é surpreendente e deverá dever-se à coerência das políticas do BC, ou seja, se este considera que há condições para que se aumentem as taxas de juro diretoras (política monetária contracionista) e por consequência haja um aumento da taxa do MMI é natural que também a compra de ativos tenha uma contração.

Para além disso, a FIR revela que Choques na produção industrial ( $D(\text{IP})$ ) têm efeitos negativos significativos no  $D(\text{PSPP})$ . Efeito que se pode dever ao facto da percepção do panorama económico do BC, afetar as suas decisões do volume de compra de ativos. Isto é, se existir um aumento assinalável da produção industrial o BC pode considerar que a situação económica é favorável e não há necessidade de políticas monetárias não convencionais expansionistas.

A análise do modelo diz-nos que não existe nenhuma variável com efeitos significativos no  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ . Apesar disso, o  $D(\text{OAP})$  é a variável que sofrendo um choque inesperado afeta mais significativamente a  $D(\text{LOG}(\text{STOXX}))$ .

A compra de ativos do setor privado por parte do BCE (parte integrante da política monetária não convencional) é o fator com maior impacto no mercado acionista da Zona Euro entre aqueles que foram incluídos no modelo. Assim, apesar do programa PSPP ser bastante superior aos restantes no que toca ao volume de ativos comprados, o seu impacto nas ações é mais reduzido que o dos restantes programas. Provavelmente porque estes programas incluem títulos de empresas e bancos, com mais efeito direto sobre a bolsa.

O facto destes programas de compra de ativos (PSPP e OAP) se terem iniciado numa fase tardia em que as empresas já se encontravam em saída da crise, assim como o pouco volume das compras de ativos, podem ser as justificações para o reduzido impacto destes programas no mercado acionista.

Assim, é credível que os programas de compra de ativos públicos tenham mais impacto sobre as *yields* das dívidas públicas (conclusão amplamente difundida na literatura anterior) e que os programas de compra de outros ativos tenham mais impacto nos mercados acionistas como esta dissertação sugere.

Posto isto, no futuro, os investidores poderão querer estar atentos, não só aos programas de compra de ativos públicos (PSPP) e os seus efeitos nas *yields* das obrigações do tesouro, como também, aos programas de compra de outros ativos (OAP) e os seus potenciais impactos nos mercados acionistas.

Do lado do BCE a ótica é inversa, se o seu objetivo for utilizar a política monetária não convencional para minimizar os custos de dívida pública de determinados países da Zona Euro, o mais indicado será o programa PSPP. Se, por outro lado, quiser impactar o mercado acionista e consequentemente obter um efeito mais impulsionador da economia por esta via, os outros programas (*“asset-backed securities purchase programme (ABSPP)”*; *“third covered bond purchase programme (CBPP3)”*; *“corporate sector purchase programme (CSPP)”* serão mais eficazes.

Uma limitação deste estudo é que há demasiados fatores que influenciam o mercado acionista e muitos deles são imprevisíveis, o que torna o próprio mercado imprevisível, algo aliás já amplamente estudado e documentado. É, portanto, difícil executar um estudo com variáveis muito significativas ou impactantes sobre o mercado de ações.

Outra limitação é que as variáveis que utilizei para representar as políticas monetárias não convencionais podem não captar da melhor forma a imprevisibilidade das medidas (fator que afeta de facto o mercado acionista). Nesse sentido, pode ser importante para futuras pesquisas tentar captar de forma mais eficaz este fator, utilizando por exemplo as reações descritas em jornais económicos em relação aos anúncios do BC.

Para além disso, e visto que há muita literatura que capta efeitos dispares muito significativos das políticas monetárias não convencionais nas *yields* das dívidas dos países mais “frágeis” comparativamente aos países mais “sólidos”, é possível que o mesmo se verifique relativamente aos mercados acionistas, assim, pode ser interessante fazer uma análise segmentada comparando os efeitos destas políticas em índices bolsistas de países como Portugal, Grécia e Espanha por oposição aos mercados Alemães ou Holandeses por exemplo.

## Referências Bibliográficas

- Ambler, Steve & Rumler, Fabio (2019), "The effectiveness of unconventional monetary policy announcements in the euro area: An event and econometric study", *Journal of International Money and Finance*, pp.94
- Angeloni, I., & Ehrmann, M. (2003). "Monetary transmission in the euro area: early evidence." *Economic Policy*, 18(37), pp.469-501
- Ashraf, Ali; Hassan, M.Kabir & Hippler, William J. (2016), "MONETARY SHOCKS, POLICY TOOLS AND FINANCIAL FIRM STOCK RETURNS: EVIDENCE FROM THE 2008 US QUANTITATIVE EASING". *Journal of Finance*, 60, pp.1221–1257
- Basistha, A., & Kurov, A. (2008). "Macroeconomic cycles and the stock market's reaction to monetary policy." *Journal of Banking & Finance*, 32(12), pp.2606-2616
- Belke, A. (2013). "Non-Standard Monetary Policy Measures – Magic Wand or Tiger by the Tail?" *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften / Review of Economics*, pp.341-364.
- Bernanke, B., & Kuttner, K. N. (2005). "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" *Journal of Finance*, 60, pp.1221-1257. Olsen, James L. (2014), "The Impact of Quantitative Easing on Equity Prices", *Journal of Financial Planning*, 27(5), pp. 52–60.
- Bubeck, Johannes; Habib, Michael Maurizio & Manganelli, Simone (2018), "The portfolio of euro area fund investors and ECB monetary policy announcements", *Journal of International Money and Finance* 89 (2018), pp.103–126.
- Chebbi, Tarek (2018), "What does unconventional monetary policy do to stock markets in the euro area?" *Int J Fin Econ*. 2019,24, pp.391–411.
- Chodorow-Reich, G. (2014). "Effects of unconventional monetary policy on financial institutions." *Brookings Papers on Economic Activity*, pp.155-204.
- Collingro, Franziska & Frenkel, Michael (2019), "On the financial market impact of euro area monetary policy: A comparative study before and after the Global Financial Crisis", *Global Finance Journal*.
- Driffill, John (2016), "Unconventional Monetary Policy in the Euro Zone", *Open Econ Rev* (2016) 27, pp.387–404
- Falagiarda, Matteo & Reitz, Stefan (2015), "Announcements of ECB unconventional programs: Implications for the sovereign spreads of stressed euro area countries", *Journal of International Money and Finance*, 53, pp. 276–295
- Fama, E. F. (1965). "The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*", 38(1), pp.34-105.
- Fiordelesi, F., Galloppo, G., & Ricci, O. (2014). "The effect of monetary policy interventions on interbank markets, equity indices and G-SIFIs during financial crisis." *Journal of Financial Stability*, C, pp.49-61.
- Fratzcher, M., Lo Duca, M., & Straub, R. (2014). "Unconventional Monetary Policy Actions: Market Impact, International Spillovers and Transmission Channels." Washington DC.: Jacques Polak Annual Research Conference, Washington.



- Haitsma, R., Unalmis, D., & de Haan, J. (2016). "The impact of the ECB's conventional and unconventional monetary policies on stock markets." *Journal of Macroeconomics*, 48, pp.101-116.
- Hayo, B., & Niehof, B. (2014). "Monetary and Fiscal Policy in Times of Crises: A New Keynesian Perspective in Continuous Time." Philipps-Universität Marburg.
- Hosono, K., & Isobe, S. (2014). "The Financial Market Impact of Unconventional Monetary Policies in the U.S., the U.K., the Eurozone, and Japan." Policy Research Institute, Ministry of Finance Japan.
- Hussain, S. M. (2011). "Simultaneous monetary policy announcements and international stock markets response: An intraday analysis." *Journal of Banking & Finance*, 35(3), pp.752-764.
- Kontonikas, A., & Kostakis, A. (2013). "On Monetary Policy and Stock Market Anomalies". *Journal of Business Finance & Accounting*, 40(7/8), pp.1009-1042.
- Laopodis, N. (2010). "Dynamic linkages between monetary policy and the stock market." *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 35(3), pp.271-293.
- Lewis, Vivien & Roth, Markus (2019), "The financial market effects of the ECB's asset purchase programs", *Journal of Financial Stability*, pp.43
- Lombardi, Domenico; Siklos, Pierre & St. Amand, Samantha (2018), "A SURVEY OF THE INTERNATIONAL EVIDENCE AND LESSONS LEARNED ABOUT UNCONVENTIONAL MONETARY POLICIES: IS A 'NEW NORMAL' IN OUR FUTURE?", *Journal of Economic Surveys* (2018) Vol. 00, No. 0, pp. 1–28
- Martin, C. & Milas, C. (2012), "Quantitative Easing: A Sceptical Survey. Working Paper. Department of Economics, University of Bath, Bath, U. K."
- Olsen, James L. (2014), "The Impact of Quantitative Easing on Equity Prices", *Journal of Financial Planning*, 27(5), pp. 52–60.
- Pattipeilohy, Christiaan et al. (2013), "Unconventional monetary policy of the ECB during the financial crisis: an assessment and new evidence", *De Nederlandsche Bank NV Working Paper*, 381.
- Pattipeilohy, Christiaan et al. (2013), "Unconventional monetary policy of the ECB during the financial crisis: an assessment and new evidence", *De Nederlandsche Bank NV Working Paper*, 381.
- Pearce, D. K., & Roley, V. V. (1983). "The Reaction of Stock Prices to Unanticipated Changes in Money. *Journal of Finance*", pp.1323-1333
- Rigobon, R., & Sack, B. (2004). "The impact of monetary policy on asset prices." *Journal of Monetary Economics*, 51, pp.1553-1575.
- Rogers, H. J., Scotti, C., & Wright, H. J. (2014). "Evaluating Asset-Market Effects of Unconventional Monetary Policy: A Cross-Country Comparison." *Economic Policy*, 29, pp.749-799.
- Swanson, E. T. (2015), "Measuring the Effects of Federal Reserve Forward Guidance and Asset Purchases on Financial Markets", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*.

Tabela 22- Output do modelo sem dummies

Vector Autoregression Estimates

Date: 10/04/20 Time: 15:48

Sample (adjusted): 2015M01 2019M12

Included observations: 60 after adjustments

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

	DLOGSTOXX	DLOGIP	DMMI	DOAP	DPSPP
DLOGSTOXX(-1)	0.003134 (0.13762) [ 0.02277]	0.020556 (0.03077) [ 0.66801]	0.072267 (0.05596) [ 1.29146]	-9.469081 (9049.82) [-0.00105]	58878.89 (31408.1) [ 1.87464]
DLOGSTOXX(-2)	-0.201011 (0.13753) [-1.46154]	0.029277 (0.03075) [ 0.95206]	-0.052440 (0.05592) [-0.93775]	17858.39 (9044.00) [ 1.97461]	46680.36 (31387.9) [ 1.48721]
DLOGIP(-1)	1.235393 (0.61537) [ 2.00757]	-0.196932 (0.13759) [-1.43127]	0.463064 (0.25021) [ 1.85070]	-48094.15 (40465.7) [-1.18852]	50879.03 (140439.) [ 0.36228]
DLOGIP(-2)	-0.111998 (0.66808) [-0.16764]	-0.214232 (0.14938) [-1.43416]	-0.215476 (0.27164) [-0.79323]	39989.27 (43931.9) [ 0.91026]	-260336.7 (152469.) [-1.70747]
DMMI(-1)	0.183465 (0.33961) [ 0.54023]	-0.080813 (0.07593) [-1.06426]	0.259246 (0.13808) [ 1.87745]	-55031.86 (22331.9) [-2.46427]	-132188.9 (77504.7) [-1.70556]
DMMI(-2)	0.233541 (0.35094) [ 0.66547]	0.132803 (0.07847) [ 1.69246]	-0.180339 (0.14269) [-1.26383]	-20731.58 (23077.2) [-0.89836]	-104059.5 (80091.2) [-1.29926]
DOAP(-1)	2.90E-06 (2.2E-06) [ 1.32106]	-1.69E-07 (4.9E-07) [-0.34427]	6.71E-07 (8.9E-07) [ 0.75157]	-0.457894 (0.14439) [-3.17125]	0.230485 (0.50111) [ 0.45994]
DOAP(-2)	2.92E-06 (2.0E-06) [ 1.44381]	-6.71E-08 (4.5E-07) [-0.14847]	-1.69E-07 (8.2E-07) [-0.20528]	-0.107581 (0.13289) [-0.80953]	-0.100297 (0.46122) [-0.21746]
DPSPP(-1)	-2.81E-08 (6.2E-07) [-0.04507]	2.18E-08 (1.4E-07) [ 0.15638]	-3.48E-07 (2.5E-07) [-1.37390]	-0.073683 (0.04098) [-1.79787]	-0.215085 (0.14224) [-1.51215]
DPSPP(-2)	9.03E-08 (6.1E-07) [ 0.14877]	1.18E-07 (1.4E-07) [ 0.86678]	-2.08E-07 (2.5E-07) [-0.84204]	-0.026732 (0.03989) [-0.67010]	0.004992 (0.13845) [ 0.03606]
C	0.005693 (0.00652) [ 0.87260]	0.001263 (0.00146) [ 0.86555]	-0.006812 (0.00265) [-2.56755]	-789.4266 (429.048) [-1.83995]	-1514.658 (1489.04) [-1.01720]
R-squared	0.171798	0.199328	0.211398	0.393117	0.252823
Adj. R-squared	0.002777	0.035926	0.050459	0.269264	0.100338
Sum sq. Resids	0.089763	0.004488	0.014840	3.88E+08	4.68E+09

S.E. equation	0.042801	0.009570	0.017403	2814.512	9767.991
F-statistic	1.016429	1.219861	1.313529	3.174048	1.658021
Log likelihood	110.0113	199.8869	164.0066	-555.6132	-630.2725
Akaike AIC	-3.300378	-6.296229	-5.100218	18.88711	21.37575
Schwarz SC	-2.916415	-5.912266	-4.716255	19.27107	21.75971
Mean dependente	0.002905	0.000535	-0.007167	-172.8000	208.5833
S.D. dependente	0.042860	0.009747	0.017859	3292.478	10298.30

Determinant resid covariance (dof adj.)	31356.10
Determinant resid covariance	11390.59
Log likelihood	-705.8978
Akaike information criterion	25.36326
Schwarz criterion	27.28308
Number of coefficients	55

#### VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 10/04/20 Time: 15:56

Sample: 2013M01 2020M01

Included observations: 60

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	26.73209	25	0.3694	1.080061	(25, 150.1)	0.3721
2	23.98793	25	0.5201	0.960780	(25, 150.1)	0.5227
3	17.50618	25	0.8626	0.686952	(25, 150.1)	0.8637
4	13.30692	25	0.9725	0.515324	(25, 150.1)	0.9728
5	24.10229	25	0.5135	0.965711	(25, 150.1)	0.5161
6	26.47867	25	0.3824	1.068960	(25, 150.1)	0.3851

Observa-se que não existe autocorrelação em nenhum dos *lags* ( $P\text{-value}>0.05$ ).

#### VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 10/04/20 Time: 15:57

Sample: 2013M01 2020M01

Included observations: 60

Joint test:

Chi-sq	Df	Prob.
302.4914	300	0.4488

Não existe heterocedasticidade ( $P\text{-value}>0.05$ )

#### VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 10/04/20 Time: 15:57

Sample: 2013M01 2020M01

Included observations: 60

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.219504	0.481820	1	0.4876
2	0.486015	2.362106	1	0.1243
3	-1.442731	20.81472	1	0.0000
4	-0.604519	3.654431	1	0.0559
5	1.018063	10.36453	1	0.0013
Joint		37.67761	5	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.545147	0.517229	1	0.4720
2	3.458926	0.526534	1	0.4681
3	5.642212	17.45321	1	0.0000
4	4.398340	4.888388	1	0.0270
5	5.724352	18.55524	1	0.0000
Joint		41.94059	5	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.999049	2	0.6068
2	2.888640	2	0.2359
3	38.26793	2	0.0000
4	8.542819	2	0.0140
5	28.91977	2	0.0000
Joint	79.61820	10	0.0000

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

O *p-value* não é superior a 5%, logo os resíduos do modelo não seguem distribuição normal.

**Tabela 23- Identificação do lag ótimo do modelo com apenas uma variável para a política não convencional(APP)**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(APP) D(LOG(STOXX)) D(LOG(IP)) D(D(MMI))

Exogenous variables:

Date: 10/17/20 Time: 17:21

Sample: 2013M01 2020M01

Included observations: 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-153.2177	NA	0.006979	6.385574	6.980379*	6.614308
2	-130.8499	<b>37.98316*</b>	<b>0.005534*</b>	<b>6.145278*</b>	7.334888	6.602744*
3	-125.4668	8.328549	0.008449	6.545916	8.330331	7.232116
4	-117.8948	10.57217	0.012156	6.863955	9.243176	7.778889
5	-97.99373	24.78248	0.011358	6.716745	9.690770	7.860411
6	-81.02143	18.57346	0.012425	6.680054	10.24888	8.052454
7	-72.43098	8.104197	0.019921	6.959660	11.12330	8.560793

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Figura 4- Funções impulso-resposta do modelo com apenas uma variável para a política não convencional(APP)**

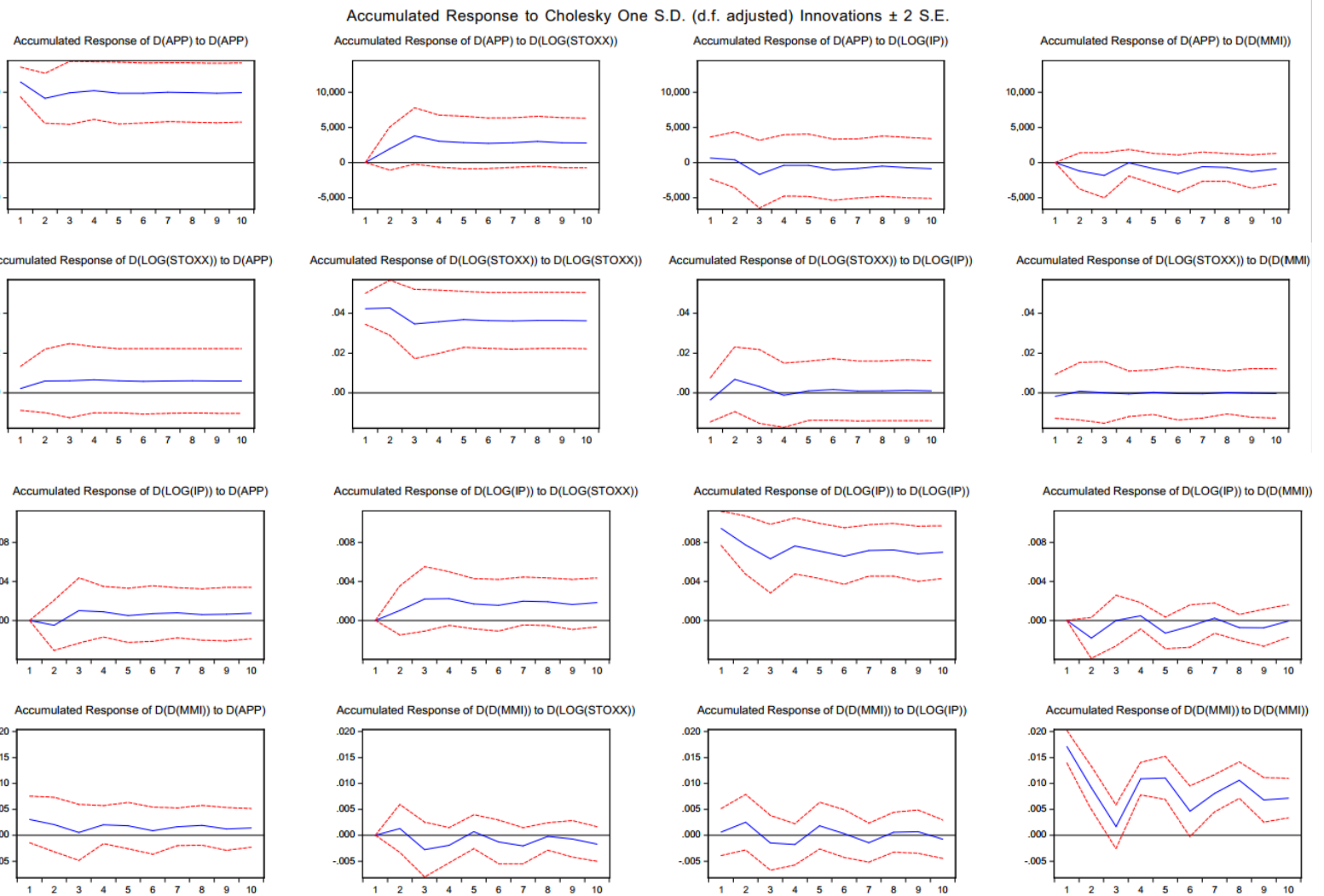


Figura 5- Funções impulso-resposta do modelo com apenas com apenas 1 lag

Accumulated Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.

