



Escola de Ciências Sociais e Humanas
Departamento de Economia Política

O Mercado Acionista como Indicador Avançado: o caso português

Eliana Raquel Mendes Ferreira

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

Orientador:

Doutor Luis Filipe Farias de Sousa Martins, Professor Auxiliar com Agregação,
ISCTE – Instituto Universitário de Lisboa

Coorientador:

Doutor Emanuel Cláudio Reis Carvalho Leão, Professor Auxiliar com Agregação,
ISCTE – Instituto Universitário de Lisboa

Outubro, 2016

Resumo

Este estudo investiga se o mercado acionista português, representado pelo Índice PSI20, é um indicador avançado da economia portuguesa. Com essa finalidade recorre-se à metodologia VAR, testes de causalidade à Granger, função impulso-resposta e decomposição da variância. De forma a aferir da qualidade de previsão dos modelos executa-se a previsão ex-post, onde se averigua se a inclusão do índice PSI20 nos modelos melhoram a sua capacidade de previsão.

Os dados utilizados são trimestrais e cobrem o período de 1995 a 2015. Os resultados permitem concluir que existe causalidade à Granger do mercado acionista para a atividade económica, isto é, que o mercado acionista ajuda a prever o comportamento da atividade económica. Todavia, de um exercício de previsão conclui-se que a inclusão do índice PSI20 não se traduz numa melhoria da qualidade da previsão.

Palavras-chave: Mercado Acionista, Indicador Avançado, PSI20, Modelo VAR, Causalidade à Granger, Portugal

JEL: E44, G10

Abstract

This dissertation analyses if the Portuguese stock market, which is represented by the PSI20 Index, is a leading indicator for the Portuguese economy. For this purpose, the methodology adopted is the VAR model in which are performed Granger causality tests, impulse-response function, and variance decomposition. To assess the forecast accuracy of the model it is performed an ex-post forecast exercise, where it is analyzed if the inclusion of the PSI20 Index improves the forecast accuracy.

Quarterly data covering the 1995 to 2015 period are used. The results show that there is Granger causality from Portuguese stock market to the economy, that is, the stock market helps to predict the behavior of the economy. Nevertheless, the main finding from an out-of-sample forecast exercise is that the inclusion of the PSI20 index does not mean an improvement of the forecast accuracy.

Keywords: Stock Market, Leading indicator, PSI20, VAR Model, Granger causality, Portugal

JEL: E44, G10

Índice

Introdução.....	1
I. Contexto	3
II. Revisão de literatura.....	5
III. Dados e Metodologia.....	11
3.1 Dados utilizados	11
3.2 Testes de raízes unitárias.....	12
3.3 Metodologia.....	15
IV. Apresentação e Discussão de Resultados.....	19
4.1 Previsões.....	26
Referências Bibliográficas	33
Anexos.....	36
Anexo A	36
Anexo B	37
Anexo C.....	40

Índice de Quadros

<i>Quadro III.1: Testes de raízes unitárias ADF, PP, KPSS</i>	13
<i>Quadro IV.1: Modelo 1-Decomposição de variância de DPLSI20 e de DLPIB</i>	21
<i>Quadro IV.2: Modelo 2-Decomposição de variância de DPLSI20 e de D4LPIB</i>	22
<i>Quadro IV.3 Modelo 3-Decomposição de variância de DPLSI20 e de DLPIB</i>	23
<i>Quadro IV.4: Modelo 4-Decomposição de variância de DPLSI20 e de D4LPIB</i>	25
<i>Quadro IV.5: Performance da previsão out-of-sample para o PIB com e sem PSI20</i>	27

Índice de figuras

<i>Figura I.1: PIB Real e Índice PSI20 (1995-2015)</i>	<i>4</i>
<i>Figura IV.1: Modelo 1 - Função impulso resposta de DLPSI20 e de DLPIB</i>	<i>20</i>
<i>Figura IV.2: Modelo 2 - Função impulso resposta de DLPSI20 e de D4LPIB.....</i>	<i>22</i>
<i>Figura IV.3: Modelo 3 - Função impulso resposta de DLPSI20 e de DLPIB.....</i>	<i>23</i>
<i>Figura IV.4: Modelo 4 - Função impulso resposta de DLPSI20 e de D4LPIB.....</i>	<i>24</i>
<i>Figura IV.5: Previsão ex-post</i>	<i>28</i>

Glossário de siglas

AR: Autoregressive

EUA: Estados Unidos da América

IFS: International Financial Statistics

INE: Instituto Nacional de Estatística

MTC: Mecanismo de Taxas de Câmbio europeu

OCDE: Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

PIB: Produto Interno Bruto

VAR: Vector Auto Regressive

Introdução

Este estudo pretende desvendar se o mercado acionista português antecipa a atividade económica portuguesa e, portanto, ser uma variável elegível à constituição de um indicador compósito avançado.

Esta análise é pertinente porque a literatura sobre a relação do mercado acionista e a economia real portuguesa no curto-prazo é escassa. Atualmente, só existe um indicador compósito avançado para Portugal, o *Composite Leading Indicator* divulgado pela OCDE, o qual inclui o PSI Geral. Tendo em conta que o preço das ações constituem dados fiáveis, sem desfasamento temporal e sem revisões posteriores, características importantes para variáveis a serem incluídas num indicador compósito avançado, torna-se relevante verificar se o mercado acionista português consegue antecipa a atividade económica. Tendo sempre em consideração que uma única variável não é suficientemente boa para constituir um indicador avançado (Stock e Watson 1989).

Neste sentido, serão estimados quatro modelos VAR de forma a aferir a interdependência existente entre a atividade económica e o mercado acionista, representados pelo PIB e índice PSI20, respetivamente. Os dados utilizados são trimestrais e cobrem o período de 1995 a 2015. O primeiro modelo analisará a relação existente entre o índice PSI20 e o PIB. O segundo modelo avaliará como a variação em cadeia do PSI20 afeta a variação homóloga do PIB. O terceiro é similar ao primeiro, contudo inclui outras variáveis financeiras, tais como, taxa de juro real de curto-prazo, taxa de câmbio real efetiva, base monetária real, crédito interno total real, *narrow money* e real *broad money* real. O quarto modelo é a junção do segundo com o terceiro modelo. Depois de estimados os modelos, são feitos os testes de causalidade à Granger, função impulso-resposta e decomposição da variância. Todos os modelos admitem que existe causalidade à Granger no sentido do mercado acionista para a atividade económica, já o inverso nem sempre ocorre, nomeadamente no terceiro e quarto modelo.

De forma a aferir a qualidade de previsão dos modelos executa-se um exercício de previsão ex-post, onde se averigua se a inclusão do índice PSI20 nos modelos transcreve-se numa melhoria da capacidade de previsão. Para isso, redefiniu-se a amostra para o período de 1995Q1 a 2013Q4, prevendo-se assim oito trimestres (2014Q1 - 2015Q4). Conclui-se que a inclusão do PSI20 não se traduz numa melhoria da performance de previsão fora da amostra.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Este estudo encontra-se estruturado da seguinte forma: no primeiro capítulo é realizada uma breve contextualização e descrição do comportamento do PIB e do índice PSI20 para o período em análise. De seguida, no segundo capítulo, encontra-se a revisão de literatura. No terceiro é realizada a descrição das séries utilizadas e a metodologia elegida. O capítulo seguinte apresenta os resultados obtidos pelos modelos estudados e é realizada a previsão.

I. Contexto

Este estudo pretende aferir se o índice PSI20 antecipa o comportamento da economia portuguesa e, dessa forma, constituir uma variável a incluir num indicador compósito avançado.

O período analisado engloba marcos importantes e únicos para a economia portuguesa, tais como, os efeitos do Tratado de Maastricht aprovado em 1992 e do Mecanismo de Taxas de Câmbio europeu (MTC), a adesão à Área Euro em 1999, a crise do dot.com (entre 1999 e 2001), a crise do *subprime* (iniciada em 2007 nos EUA) a qual deu origem à crise financeira e bancária, que por sua vez, impulsionou a crise das dívidas soberanas em alguns países na Zona Euro, nomeadamente, Portugal. Estes últimos acontecimentos levaram uma maior volatilidade nos mercados financeiros decorrente do aumento da perceção do risco e do aumento da desconfiança. No caso particular de Portugal, a debilidade das contas públicas levou a que tivesse de recorrer a um programa de ajuda de financeira em 2011.

Utilizando a definição de recessão técnica¹ podemos identificar quatro recessões da atividade económica portuguesa para o período em estudo. A primeira ocorreu 2002 (do segundo ao quarto trimestre) devido ao abrandamento da atividade económica na Área Euro, ao comportamento da economia mundial que foi marcado por elevados níveis de incerteza relativamente à recuperação económica, do ajustamento dos desequilíbrios acumulados na segunda metade dos anos 90 e de intensificação, na parte final do ano, da possibilidade de uma intervenção militar no Iraque. Simultaneamente, a situação nos mercados financeiros registou uma nova deterioração com a erosão da confiança e uma maior aversão ao risco por parte dos investidores, os mercados acionistas registaram descidas significativas e as taxas de rendibilidade das obrigações de dívida pública caíram para valores historicamente baixos. (Boletim Económico, 2004). Durante o ano de 2004, terceiro e quarto trimestre, ocorreu outra recessão. Este ano caracterizou-se como um ano de fraco crescimento económico, de redução da inflação, de aumento do desemprego e dos desequilíbrios da economia portuguesa. A evolução da economia ficou a dever-se ao dinamismo da procura interna, em particular do consumo privado, tendo sido negativo o contributo do sector externo. A penúltima teve início em 2008 e fim em 2009, onde a economia portuguesa foi afetada pela eclosão da crise económica e financeira internacional. No final de 2009 e início de 2010 surgiram perturbações no mercado da dívida soberana de diversos países da Área Euro. Portugal entrou

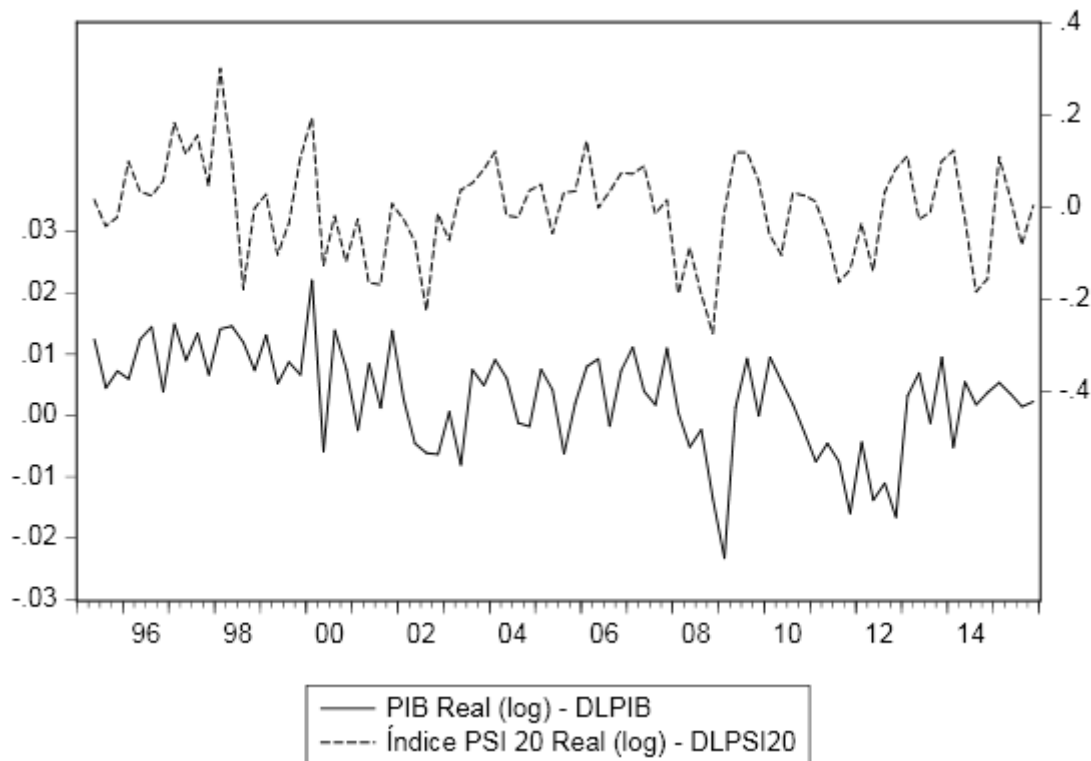
¹ Dois trimestres consecutivos de crescimento negativo

em recessão no final de 2010, recorreu a um programa de assistência financeira em abril 2011 e a recessão terminou no último trimestre de 2012.

Para o mesmo período, e aplicando a mesma definição de recessão utilizada para a atividade económica, o índice PSI20 registou dez recessões. A primeira nos dois últimos trimestres de 1995, a segunda também nos últimos dois trimestres de 1999, a terceira começou no segundo trimestre de 2000 e acabou no terceiro trimestre de 2003, a quarta teve início no primeiro trimestre de 2002 e terminou no primeiro trimestre de 2003. A quinta ocorreu no segundo e terceiro trimestre de 2004, a sexta decorreu durante o ano de 2008 e primeiro trimestre de 2009. A sétima ocorreu no primeiro e segundo trimestre de 2009. A oitava iniciou-se no segundo trimestre de 2011 e acabou no segundo trimestre de 2012. A nona registou-se durante o segundo e terceiro trimestre de 2013. E por fim, a décima ocorreu do segundo trimestre ao quarto trimestre de 2014.

Comparando as recessões ocorridas em ambas as séries nota-se que as recessões económicas de 2002, 2004, 2008 começaram com um trimestre de avanço no índice PSI20. A correlação entre as duas séries em primeiras diferenças é positiva, com um coeficiente de 0.41.

Figura I.1: PIB Real e Índice PSI20 (1995-2015)



Nota: Ambas as séries estão medidas em taxas de variação percentual. A série PIB real corresponde ao eixo da esquerda e o índice PSI20 ao eixo da direita.

Fonte I.1: PIB Real, INE, Índice PSI20, Euronext, Bloomberg

II. Revisão de literatura

A relação existente entre o mercado acionista e a atividade económica tem sido estudada por diversos autores tanto para o curto-prazo como para o longo-prazo. No âmbito do curto-prazo, que é horizonte temporal alvo deste estudo, ainda não existe um consenso se o mercado acionista é um indicador avançado da atividade económica².

Dentro da teoria económica para fundamentar o mercado acionista como indicador avançado destacam-se duas correntes: o modelo de valorização do preço das ações (via investimento) e o efeito riqueza (via consumo).

Morck et al. (1990, citado em Mauro, 2003) estudaram como a volatilidade do preço das ações afetam o investimento, sintetizando esta relação em quatro teorias. A primeira teoria “*the passive informant hypothesis*” corresponde ao valor fundamental do preço das ações que se traduz pelo valor presente descontado de todos os futuros dividendos. Uma vez que os dividendos dependem dos lucros das empresas a correlação positiva com a atividade económica surge naturalmente. A segunda teoria “*active informant hypothesis*” divide-se em duas: “*accurate*” e “*faulty*”. Em ambas os gestores têm o mercado acionista como fonte de informação para as decisões de investimento, contudo na “*faulty*” não conseguem distinguir se a volatilidade do preço das ações advém dos fundamentais ou do “sentimento de mercado”. A terceira teoria designa-se por “*the financing hypothesis*”, que tem como base a Teoria q de Tobin, a qual postula que o investimento pode ser explicado pela razão entre o valor de mercado das empresas e o custo de reposição do capital. Baseia-se no facto que quando o preço das ações está alto comparativamente ao custo de substituição de capital, as decisões de investimento recairão sobre a aquisição de novo capital físico, provavelmente através da emissão de ações, em vez da aquisição empresas existentes no mercado acionista. A última teoria “*the stock market pressure hypothesis*” defende que o mercado acionista coloca pressão sobre o investimento, para além do papel de informação e financiamento, mas também na medida em que coloca o emprego do gestor em risco. Se os investidores estiverem reticentes sobre as perspetivas de crescimento da empresa irão provocar uma descida do preço das ações, o que poderá levar aos gestores a cortarem projetos de investimento para diminuir as hipóteses de a empresa sofrer uma oferta pública de aquisição o que poderá levar a uma substituição da equipa de gestão.

O “*wealth effect*” também é apresentado como fator explicativo da capacidade de previsão do mercado acionista. Pearce (1983) concluiu que o aumento do preço das ações

² Neste âmbito é recorrente citar-se Paul Samuelson com “O mercado acionista previu nove das cinco últimas recessões.”

pode aumentar o consumo em resultado da percepção do aumento da riqueza das famílias - isto porque uma parte do património financeiro das famílias está sob a forma de ações - gerando crescimento económico. Ocorre o efeito inverso quando o preço das ações desce. Neste caso, é importante determinar se o volume de ações detido pelas famílias é significativo em termos da economia do país.

Outra teoria que afeta tanto o investimento como o consumo é a “*financial accelerator*”. Esta teoria baseia-se no facto de que quando o preço das ações sobe, a qualidade creditícia das empresas e das famílias aumenta, diminuindo o custo dos empréstimos e estimulando o investimento e o consumo (Bernanke et al., 1996)

Tendo em conta estas teorias, o mercado acionista desde a criação dos indicadores avançados por Mitchell e Burns em 1937 constitui uma das variáveis presentes nos indicadores compósitos avançados. Mitchell e Burns (1938) salientaram que os indicadores avançados não devem ser interpretados isoladamente, mas interpretados em conjunto.

Stock & Watson (1989) fizeram uma avaliação e revisão do indicador compósito avançado proposto por Mitchell e Burns, recorrendo aos avanços ocorridos na econometria. Nesta revisão também incluíram o mercado acionista (S&P500), concluindo que a sua inclusão melhora a qualidade de previsão mas o seu efeito é apenas marginal, podendo ser substituído por outras variáveis.

Fama (1990) demonstrou que os retornos das ações tinham poder explicativo da atividade real futura entre 1953 e 1987. O índice de produção industrial foi utilizado como variável *proxy* para a atividade real. Três a quatro defasamentos dos retornos trimestrais de ações ajudam a prever o crescimento mensal, trimestral e anual da produção. A regressão dos retornos das ações a explicar a produção corrente era significativa, o mesmo acontecendo em sentido inverso. Esta correlação aumentava conforme se aumentasse o período de retornos a incluir. As variações anuais dos retornos eram bem explicados pela taxa de crescimento da produção futura enquanto só explicava uma pequena parte das variações mensais. Uma possível explicação é que a informação da produção de um determinado período é disseminada por diversos períodos. Desta forma, retornos anuais deverão explicar melhor a taxa de crescimento de produção futura do que retornos mensais ou trimestrais. Uma das explicações para esta relação é que a informação sobre a atividade real futura pode estar a ser refletida antecipadamente no preço das ações. A segunda razão é que as variações nas taxas de desconto podem afetar o preço das ações e o investimento de forma similar, no entanto o resultado do investimento só é refletido após um determinado período de tempo. E, por

último, as variações no preço das ações são causadoras de mudança na riqueza das famílias e empresas, podendo desta forma afetar o consumo e o investimento.

Estes resultados são corroborados no estudo desenvolvido por Schwert (1990) que concluiu que existe uma relação positiva forte entre os retornos das ações e o crescimento da atividade econômica futura para o período entre 1889-1988, independentemente dos dados serem mensais, trimestrais ou anuais. Relações semelhantes para foram identificadas em vários estudos, tais como, para os EUA (Fama, 1981; Fischer e Merton, 1984; Barro, 1990; Estrella e Mishkin 1998) para o Canadá (Barro, 1990), Japão, Alemanha e Reino Unido (Mullins e Wadhvani 1989) e os países do G-7 (Choi et al., 1999).

Binswanger (2000) recorreu às regressões utilizadas por Fama (1990) e aplicou para o período entre 1953 e 1995 e, posteriormente fez uma análise para o período 1953-1965 e 1984-1995. Para a amostra alargada (1953-1995) e para o período 1953-1965 os resultados de Fama (1990) foram comprovados. Contudo, para o período 1984-1995 a relação positiva entre os retornos das ações e atividade econômica futura desvanece, quer sejam utilizados dados mensais, trimestrais ou anuais. O autor sugere que esta quebra na relação possa advir de bolhas especulativas que não refletem os fundamentais, porém esta hipótese não pode ser testada por não se poder distinguir entre bolhas e fundamentais.

Stock & Watson (2003) elaboraram uma revisão de sessenta e seis estudos e estudaram a capacidade de previsão dos preços de diferentes ativos (taxas de juro, spreads, retornos das ações, dividendos, taxas de câmbio) em relação ao crescimento do PIB real para sete países – Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e EUA - com dados trimestrais para o período de 1959 a 1999. Retiraram quatro conclusões principais. Primeiro, determinados preços dos ativos possuem significância estatística para prever marginalmente o crescimento do PIB em alguns períodos e em alguns países. Porém, para esta capacidade de previsão ser fiável tem de se estudar bem o país em questão para se determinar quais os ativos que apresentam este poder de previsão. Segundo, um único indicador não é fiável para prever isoladamente a atividade econômica; argumentam que o poder de previsão de um indicador é afetado pela natureza dos choques que atingem a economia e o grau de desenvolvimento do sistema financeiro que difere de país para país. Terceiro, que os métodos econométricos normalmente utilizados, tais como Causalidade Granger, não garante a fiabilidade na identificação de indicadores avançados. Por último, métodos que combinam a informação em vários preditores apresentam vários problemas de instabilidade. Na análise do preço das ações apontam que a sua capacidade de previsão da atividade econômica é dúbia, afirmando que na

estimação dentro da amostra geralmente não apresenta significância estatística para a previsão, mesmo recorrendo a regressões bivariadas com variáveis dependentes não desfasadas e que a sua capacidade de previsão é diminuída com a inclusão do crescimento económico desfasado. Por outro lado, existem outras variáveis financeiras com poder preditor que podem ser utilizadas, tais como, o *spread* entre a taxa de juro dos bilhetes de tesouro de 3 meses e as obrigações do tesouro de 10 anos ou entre os bilhetes do tesouro e o papel comercial.

Choi et al. (1999) examinaram a relação entre a taxa de crescimento da produção industrial e o preço real das ações desfasados para os países do G-7 entre 1957 e 1996. Para isso recorreram às técnicas de cointegração e correção de erros e também à previsão fora da amostra. Os resultados indicam que a produção industrial e o preço real das ações são cointegradas para todos os países do G-7. Nos modelos de correção de erros os retornos reais das ações apresentam evidência significativa de causalidade, no curto-prazo, para a taxa de crescimento da produção industrial nos EUA, Reino Unido, Japão, Canadá e Alemanha para dados mensais, trimestrais e anuais. Nos testes fora da amostra a importância da informação do mercado das ações depende da periodicidade dos dados e da duração dentro da amostra relativamente à duração fora da amostra. A nível mensal, a previsão do crescimento da produção industrial só se verifica para o Japão e Reino Unido. A nível trimestral, esta previsão abrange EUA e Canadá.

Mauro (2003) investigou a relação existente entre o retorno das ações e o crescimento económico no curto-prazo e analisou a correlação para os países emergentes comparando com a dos países avançados. Posteriormente, recorreu a estes dois grupos para determinar que tipo de países apresenta uma maior correlação entre o crescimento económico e o retorno das ações desfasados e relacionou com as teorias existentes. Retirou duas conclusões principais. A primeira que a relação entre o crescimento económico e o retorno das ações apesar de não ser perfeita é positiva e significativa em vários países emergentes e avançados. Por outro lado, a presença desta relação em países em diferentes estágios de desenvolvimento económico e do sistema financeiro aponta que a relação positiva entre crescimento económico e o mercado de ações é robusta e deve ser tida em conta para a previsão da atividade económica tanto nos países emergentes como nos países avançados. Acrescenta que esta correlação é significativamente mais forte em países que têm uma elevada capitalização bolsista, um elevado número de empresas cotadas e de ofertas públicas iniciais e que a regulação que orienta o mercado bolsista tenha origem inglesa.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Tsouma (2009) investigou a interdependência entre o mercado acionista e a atividade económica para 22 países avançados e 19 emergentes. O estudo recorre à metodologia VAR, utiliza o índice de produção industrial como *proxy* para a atividade económica, dados mensais e cobre o período de janeiro de 1991 a dezembro de 2006. Entre as conclusões salienta-se a existência de uma relação entre o mercado acionista e a produção industrial futura para 33 dos 41 países estudados. Porém esta relação é unilateral, ocorrendo no sentido do mercado acionista para a atividade económica. Assim sendo, a produção industrial não é útil na previsão do mercado acionista, esta relação é suportada pela causalidade à Granger. Comparando os resultados obtidos para os países avançados com os dos países emergentes destaca-se o facto do poder de previsão do mercado acionista para a atividade económica ser confirmado para um menor número de países emergentes. Na análise para Portugal concluiu que o preço das ações não causa à Granger o índice de produção industrial e vice-versa.

Kuttner (2009) analisou o poder preditor do mercado acionista para a atividade económica real para um conjunto de países asiáticos, nomeadamente: Coreia, Malásia, Filipinas, Tailândia e Indonésia. A atividade económica foi representada pelo índice de produção industrial (ou na sua ausência pela indústria transformadora) com dados trimestrais. Para determinar se o mercado acionista possui um poder preditor superior a outros indicadores financeiros, num segundo momento foi incluído no modelo a taxa de câmbio, taxa de juro de curto-prazo, reserva monetária, *narrow money*, *broad money* e o crédito. Os resultados indicam que o mercado acionista é um indicador avançado razoavelmente bom para a Malásia e Coreia e em menor medida para a Tailândia. A melhoria na performance fora da amostra é marginal, mesmo nos países em que o mercado acionista era um bom preditor dentro da amostra.

A presente dissertação baseia-se no estudo do Kuttner (2009) que por sua vez é similar ao estudo de Mauro (1989), contudo Kuttner (2009) diferencia-se por incluir na análise outros países (Tailândia e Indonésia), incluir mais variáveis (taxa de câmbio), avaliar a previsão fora da amostra e pela amostra. Esta dissertação distingue-se da de Kuttner (2009) por analisar Portugal e pela amostra analisada.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

III. Dados e Metodologia

3.1 Dados utilizados

Os vários estudos realizados sobre o tema permitem definir as principais variáveis a escolher. Para estudar a atividade económica as mais recorrentes na literatura são o PIB Real quando os dados são anuais ou trimestrais e o índice de produção industrial quando os dados são mensais. O PIB apesar de ser a medida mais representativa da atividade económica, apresenta como desvantagens ser afetado por erros de medida, ser trimestral e a primeira estimativa só estar disponível 70 dias após o fim do trimestre de referência no caso português (Rua 2004). O índice de produção industrial só cobre uma parte do PIB sendo que para Portugal, dados mensais só estão disponíveis a partir 2010 no INE. Tendo isto em conta, a variável utilizada como *proxy* para atividade económica será o PIB real trimestral.

Para estudar o mercado acionista será utilizado o índice PSI20 uma vez que é o índice de referência do mercado português e apresenta uma maior liquidez do que o PSI Geral.

Desta forma, no cenário base será analisado o PIB real e o índice PSI20. De seguida, serão incluídas outras variáveis, tais como, a taxa de câmbio real efetiva, a taxa de juro de curto-prazo, crédito interno total, *narrow money*, *broad money* e base monetária. Estas variáveis são incluídas para aferir se o mercado acionista apresenta um poder preditor superior e melhor ao contido nas outras variáveis devendo assim ser incluído nos modelos, ou se pelo contrário, o seu poder preditor é encontrado em outras variáveis podendo desta forma ser substituído na estimação dos modelos.

Assim sendo, o presente estudo é realizado com dados trimestrais entre janeiro de 1995 e dezembro de 2015, num total de 84 observações.

O PIB (em logaritmo, LPIB) é ajustado de efeitos de calendário e de sazonalidade tendo como ano de referência o ano de 2011 e foi obtido no sítio do Instituto Nacional de Estatística. O índice PSI20 (em logaritmo, LPSI20) é divulgado pela Euronext sendo que os dados foram obtidos no sítio da Bloomberg à cotação de fecho. O crédito interno total (em logaritmo, LCT) resulta do somatório do crédito interno exceto Administração Públicas com o crédito interno às Administrações Públicas e os dados foram obtidos na Base de Dados Estatística Interativa do Banco de Portugal. Utiliza-se o crédito interno total pelo facto de Estado português ter absorvido grandes quantidades de crédito o que poderá ter impactos ao nível do PIB. Este efeito só consegue ser incorporado utilizando o crédito interno total (Marques et 2012). A base monetária (em logaritmo, LBM) corresponde à série passivos face

a residentes do balanço do Banco de Portugal sob a forma de milhões euros. A *narrow money* (em logaritmo, LM1) e *broad money* (em logaritmo, LM3) correspondem à contribuição nacional para os agregados monetários da área do euro - M1 e M3, respetivamente, excluindo circulação monetária, também estando em milhões de euros. Estas três últimas séries foram obtidas na Base de Dados Estatística Interativa do Banco de Portugal. A taxa de câmbio real efetiva (em logaritmo, LER) é baseada no índice de preço do consumidor relativo. O sistema de ponderação é baseado nos dados do comércio desagregados do período 2004-2006. Para a Zona Euro utiliza, a partir de 1995, o índice Harmonizado de Preços no Consumidor disponibilizado pelo Banco Central Europeu. Esta série pode ser obtida no International Financial Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional. A taxa de juro de curto-prazo (IR) corresponde à taxa do mercado monetário a 3 meses e apresenta uma quebra de série em dezembro de 2000. Esta série foi retirada no sítio da OCDE. Todas as variáveis estão sob a forma de logaritmos naturais, com exceção da taxa de juro.

De modo a incorporar a entrada do euro em 1999, é incluída uma shift dummy (SD) com o valor 1 a partir de janeiro 1999. A inserção desta SD explica-se pela: (i) a existência de um choque estrutural na volatilidade do PIB por volta de 1998, o que coincidiu com a avaliação final para a participação de Portugal na União Monetária (Fuinhas e Marques, 2011); (ii) a estabilidade monetária é importante para a integração dos mercados acionistas nos países mais pequenos, membros da União Monetária (Kim et al. 2005); (iii) a integração na União Monetária acarretou um aumento da concessão de crédito (Fuinhas, 2003). Também foi incorporada uma shift dummy (SD2) para captar a mudança de regime económico a partir de 2001, a partir do qual existe uma quebra do crescimento económico português. Uma vez que entre 1986 e 2000 o PIB português registou uma taxa de crescimento média anual de 4%, todavia o ano de 2000 marca viragem no desempenho económico português, com o valor da produção em 2014 a ser igual de 2001, isto é, neste período o crescimento foi zero (Alexandre et al., 2016).

A descrição detalhada das séries pode ser encontrada no anexo A e a representação gráfica das mesmas pode ser vista no anexo B.

3.2 Testes de raízes unitárias

Dado que se tratam de séries temporais é necessário que se analise quanto à estacionaridade das variáveis, por forma a conhecer o tipo de processo que a série segue para

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

a construção do modelo adequado. Caso contrário, os resultados da estimação e a inferência podem não ser os corretos, gerando conclusões erradas.

Neste sentido, para estudar-se a estacionaridade das séries e determinar a ordem de integração das mesmas recorre-se aos testes de raízes unitárias, tendo sido utilizados o teste ADF (Augmented Dick-Fuller), o teste PP (Phillips-Perron) e o teste KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin). O teste ADF deriva do teste DF, em que inclui os desfasamentos necessários por forma a corrigir a presença de autocorrelação dos erros. O teste PP é semelhante ao ADF porém em vez de recorrer a desfasamentos, o teste PP faz uma correção de forma não paramétrica na qual a variância de longo prazo do erro é estimada a partir dos resíduos da regressão do teste. Ambos os testes, ADF e PP, partilham as mesmas limitações, tais como a rejeição da hipótese nula devido a uma amostra pequena. De forma, a ultrapassar essa limitação também é executado o teste KPSS. O testes ADF e PP com uma constante apresentam como teste de hipóteses $H_0 \sim I(1)$ e $H_1 \sim I(0)$ no qual a rejeição de H_0 aponta para a estacionaridade da série. Enquanto o teste KPSS as hipóteses estão invertidas $H_0 \sim I(0)$ e $H_1 \sim I(1)$, assim a rejeição de H_0 indica a não estacionaridade da série.

Quadro III.1: Testes de raízes unitárias ADF, PP, KPSS

	ADF		PP		KPSS		
	a)	b)	a)	b)	a)	b)	
Níveis	LPIB	-3.4303** 0.0126	-1.9365 0.6264	-3.7247*** 0.0053	-1.9509 0.6189	0.7193**	0.2700***
	LPSI20	-1.9006 0.3306	-2.8436 0.1864	-1.5994 0.4784	-2.4393 0.3571	0.4813**	0.1254*
	IR	-2.7514* 0.0699	-3.4053* 0.0577	-2.5901* 0.0991	-3.0881 0.1160	0.6400**	0.0702
	LCT	-2.3082 0.1719	-1.7771 0.7068	-2.9578** 0.0432	0.1271 0.9971	1.0127***	0.2542***
	LER	-1.5379 0.5095	-0.5180 0.9809	-1.3499 0.6028	-0.9079 0.9497	0.6894**	0.2078**
	LM1	-3.1622** 0.0261	-3.3611* 0.0642	-3.0205** 0.0371	-2.3356 0.4102	0.6469**	0.2447
	LM3	-2.3541 0.1580	-1.5584 0.8008	-2.4318 0.1363	-1.5552 0.8021	0.5848**	0.2243***
	LBM	-0.4748 0.8899	-1.7193 0.7339	-0.4393 0.8965	-1.6349 0.7706	1.1303***	0.1697**

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Primeiras Diferenças	ΔLPIB	-5.7524*** <i>0.0000</i>	-6.7513*** <i>0.0000</i>	-6.1041*** <i>0.0000</i>	-6.9864*** <i>0.0000</i>	0.6940**	0.0845
	ΔLPSI20	-5.9997*** <i>0.0000</i>	-6.0853*** <i>0.0000</i>	-5.9301*** <i>0.0000</i>	-6.0322*** <i>0.0000</i>	0.1951	0.0638
	ΔIR	-5.9544*** <i>0.0000</i>	-5.9301*** <i>0.0000</i>	-6.5941*** <i>0.0000</i>	-6.5520*** <i>0.0000</i>	0.0336	0.0339
	ΔLCT	-1.6951 <i>0.4299</i>	-2.4017 <i>0.3760</i>	-4.8852*** <i>0.0001</i>	-6.8763*** <i>0.0000</i>	0.6695**	0.0803
	ΔLER	-7.2757*** <i>0.0000</i>	-7.3957*** <i>0.0000</i>	-7.3506*** <i>0.0000</i>	-7.4262*** <i>0.0000</i>	0.2221	0.1261*
	ΔLM1	-1.7785 <i>0.3885</i>	-1.7120 <i>0.7368</i>	-6.1654*** <i>0.0000</i>	-6.4925*** <i>0.0000</i>	0.4635**	0.2250***
	ΔLM3	-6.3514*** <i>0.0000</i>	-6.6967*** <i>0.0000</i>	-6.3019*** <i>0.0000</i>	-6.6624*** <i>0.0000</i>	0.3671*	0.0620
	ΔLBM	10.2360*** <i>0.0000</i>	10.1776*** <i>0.0000</i>	10.2360*** <i>0.0000</i>	10.1776*** <i>0.0000</i>	0.1571	0.1517**

*Notas: a) representa a estatística do teste com constante b) representa a estatística do teste com constante e tendência; ***, **, * denotam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente e os valores a itálico representam os valores probabilísticos (p-value) de Mackinnon. As estimações foram realizadas com recurso ao software econométrico Eviews 9.5 Student Version. Em todos os testes foram utilizados as predefinições, assim sendo, no teste ADF o critério utilizado foi o de Schwarz com um máximo de 11 lags.*

O teste em níveis somente com uma constante mostra que a hipótese nula não pode ser rejeitada nos testes ADF para o LPIB e LM1 com nível de significância de 1%, LPSI20, LCT, LER, LM3, LBM com qualquer nível de significância, o IR com nível de significância de 1% e de 5%, indicando que são I(1). No teste PP em níveis o LPIB rejeita-se a hipótese nula para qualquer nível de significância indicando a estacionaridade da série, para o LPSI20, LER, LM3 e LBM não se rejeita a hipótese nula para qualquer nível significância, para o IR com nível de significância de 1% e de 5% e para o LCT e LM1 com nível de significância de 1%. No teste KPSS para o LPIB, LPSI20, IR, LER, LM1 e LM3 rejeita-se a hipótese nula com nível de significância de 5% e de 10% e para o LCT e LBM para qualquer nível de significância.

O teste com constante e tendência no teste ADF não se rejeita a hipótese nula para LPIB, LPSI20, LCT, LER, LM3 e LBM para qualquer nível de significância e para o IR e LM1 com um nível de significância de 1% e 5%. No teste PP não se rejeita a hipótese nula em

todas as variáveis independentemente do nível de significância escolhido. No teste KPSS rejeita-se a hipótese nula LPIB e LCT para qualquer nível de significância, LPSI20 para o nível de significância de 10%, LER e LBM para nível de significância de 10% e 5% e o IR não se rejeita para nenhum nível de significância.

O teste em primeiras diferenças, o teste ADF não é muito sensível à introdução de tendência na equação, dando essencialmente os mesmos resultados para o LPIB, LPSI20, IR, LER e LBM. Relativamente ao teste PP, apresenta resultados semelhantes ao teste ADF, contudo é mais conclusivo no caso de LCT que passa a estacionária com as primeiras diferenças. No teste KPSS a hipótese nula do LPIB e LCT rejeita-se com nível de significância de 5% e 10%, no LPSI20, IR e LER não se rejeita a hipótese nula para qualquer nível de significância.

Desta forma através da análise gráfica das variáveis (ver anexo B) e os teste de raízes unitárias permitem concluir com alguma robustez que as variáveis em níveis são I(1). Assumindo que as variáveis não são cointegradas³ o que está em sintonia com o teste de cointegração de Engle-Granger onde não se rejeita a hipótese nula de não cointegração⁴, o modelo irá ter as variáveis nas suas primeiras diferenças.

3.3 Metodologia

Neste estudo será aplicada a metodologia VAR para investigar a relação entre o mercado acionista e a atividade económica, que são representados pelo Índice PSI20 e o PIB, respetivamente. A metodologia VAR desenvolvida pelo economista Christopher Sims (Sims, 1980) permite aferir a relação existente entre as diversas variáveis do modelo sem impor restrições teóricas⁵.

Neste sentido, serão estimados quatro modelos VAR. A ordem das variáveis endógenas a incluir nos modelos VAR é PSI20 e PIB. Esta ordem segue a decomposição de Cholesky onde os choques no VAR são ortogonalizados. Isto implica que a variável (choque) que aparece primeiro é considerada mais “exógena”. Assim sendo, a segunda variável não afeta a primeira variável contemporaneamente. A ordenação escolhida deve-se ao facto do mercado acionista (PSI20) antecipar, normalmente, o comportamento da atividade económica (PIB).

3 Na existência de cointegração, a performance do modelo seria melhorada pela inclusão de um termo de correção do erro.

4 Ver anexo B

5 Para mais informações sobre a metodologia VAR, ver Enders (1995) e Hamilton (1994).

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

O primeiro modelo analisa somente a relação existente entre o índice PSI20 (deflacionado pelo índice preços no consumidor), e o PIB e as próprias variáveis desfasadas. Estima-se, desta forma, o seguinte modelo VAR com as variáveis em primeiras diferenças

$$Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{2k} \delta_i Q_{i,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde $Z_t = [\Delta LPSI20, \Delta LPIB]'$ representa o vetor das duas variáveis endógenas, α a constante, $Q_{i,t}$ as variáveis *dummy* SD1 e SD2 e ε a componente residual.

Por forma, a aferir a informação do mercado acionista num período mais alargado, será também estimado um modelo semelhante contudo utiliza-se o PIB em variação homóloga e o índice PSI20 em variação em cadeia⁶. E, desta forma, avalia-se como a variação em cadeia do PSI20 afeta a variação homóloga do PIB. Assim, o modelo VAR apresenta-se como:

$$Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{2k} \delta_i Q_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde $Z_t = [\Delta LPSI20, \Delta_4 LPIB]'$ representa o vetor das duas variáveis endógenas, α a constante, $Q_{i,t}$ as variáveis *dummy* SD1 e SD2 e ε a componente residual.

O terceiro modelo pretende aferir como a relação entre o índice PSI20 e o PIB se comporta aquando da inclusão de outros possíveis indicadores, no caso concreto, taxa de câmbio real efetiva, taxa de juro de curto-prazo (diferença entre taxa de juro de curto-prazo nominal e a taxa de inflação homóloga), crédito interno total real, *narrow Money real*, *broad money real* e base monetária real (deflacionadas pelo índice de preços no consumidor). Assim sendo, obtemos o seguinte modelo:

$$Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{6k} \theta_i \mathcal{X}_{i,t} + \sum_{i=1}^{2k} \delta_i Q_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde $Z_t = [\Delta LPSI20, \Delta LPIB]'$ representa o vetor das duas variáveis endógenas, α a constante, $\mathcal{X}_{i,t}$ o vetor das variáveis exógenas taxa de juro real de curto-prazo, taxa de câmbio real efetiva, base monetária real, crédito interno total real, *narrow money* e real *broad money* real, $Q_{i,t}$ as variáveis *dummy* SD1 e SD2 e ε a componente residual.

Aplicando o racional do modelo (2) ao modelo (3) resulta o modelo abaixo:

$$Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{6k} \theta_i \mathcal{X}_{i,t} + \sum_{i=1}^{2k} \delta_i Q_{i,t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde $Z_t = [\Delta LPSI20, \Delta_4 LPIB]'$ representa o vetor das duas variáveis endógenas, α a constante, $\mathcal{X}_{i,t}$ o vetor com taxa de juro real de curto-prazo, taxa de câmbio real efetiva, base monetária real, crédito interno total real, *narrow money* real e *broad money* real, $Q_{i,t}$ as variáveis *dummy* SD1 e SD2 e ε a componente residual.

⁶ Mauro (2003) sugere que esta estimação é particularmente útil quando se utiliza dados trimestrais.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Construídos os modelos VAR, o primeiro passo consiste em escolher o número ótimo de lags. Para isso, recorre-se aos usuais critérios de informação e ao teste de Wald.

Posteriormente, para averiguar a qualidade do modelo em termos de autocorrelação dos resíduos realiza-se o teste de Portmanteau e LM, em termos de normalidade recorre-se ao teste de normalidade multivariada (método de Cholesky) e para aferir a homodasticidade executa-se o teste White sem termos cruzados.

No sentido de investigar a relação existente entre o Índice PSI20 real e o PIB real realizou-se a análise de causalidade à Granger. A causalidade à Granger (CG) pretende verificar se uma variável ajuda a prever o comportamento da outra, podendo ocorrer três cenários: (i) existe causalidade simultaneamente, (ii) não existe causalidade e (iii) uma variável causa a outra.

De seguida, calcula-se a função impulso-resposta que pretende determinar quantos períodos à frente e durante quanto tempo irão variar o índice PSI20 e o PIB a choques exógenos ao modelo, ocorridos num dado momento.

Por fim, realiza-se a decomposição de variância do erro de previsão que permite determinar se a incerteza advém mais do erro do PIB ou do erro do PSI20.

O capítulo seguinte apresenta os resultados obtidos na estimação dos modelos acima referidos, bem como a aplicação da previsão *ex-post*, de forma a averiguar a qualidade de previsão dos modelos acima mencionados. Para além disso, esses mesmos modelos são reestimados mas excluindo o PSI20, para se avaliar o seu contributo relativo.

IV. Apresentação e Discussão de Resultados

As variáveis utilizadas nos modelos VAR são o PIB real, índice PSI20 real, taxa de juro real de curto-prazo, taxa de câmbio real efetiva, base monetária real, crédito interno total real, *narrow money* real e *broad money* real, tendo sido incluídas duas variáveis *dummy* uma para captar o efeito da entrada do euro em 1999 (SD) e a outra para captar o efeito da mudança de regime económico da economia portuguesa em 2001 (SD2).

Para a estimação do modelo (1), recorreu-se aos critérios de informação e ao teste de Wald para a determinação do número ótimo de lags. Tanto pelos critérios de informação (LR, HPE, AIC, SC e HQ) como pelo teste de Wald obteve-se o valor de 1 como o lag ótimo (ver anexo C). Assim, procedeu-se à estimação do modelo VAR(1) (ver anexo C). Posteriormente, realizou-se diversos testes para aferir a qualidade do modelo relativamente à autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade dos resíduos.

No teste de Portmanteau não se rejeita a hipótese nula de não existência de autocorrelação dos resíduos em nenhum lag, o mesmo acontecendo no teste LM. Este facto vem confirmar o lag escolhido pelos critérios de informação. No teste de normalidade utilizando o método de Cholesky permite não rejeitar a hipótese nula de normalidade. Através da execução do teste White sem termos cruzados afere-se que a hipótese nula de homocedasticidade não pode ser rejeitada⁷.

Para o estudo da Causalidade à Granger recorre-se ao teste de hipóteses: $H_0: DLPSI20$ não CG $DLPIB$ e $H_1: PDLPSI20$ CG $DLPIB$ e o inverso, ou seja, $H_0: DLPIB$ não CG $DLPSI20$ e $H_1: DLPIB$ CG $DLPSI20$. No primeiro caso, pretende-se determinar se o índice PSI20 em t-1 ajuda a prever o PIB em t, aplicando-se o mesmo raciocínio no segundo caso. No primeiro teste obtém-se um p-value de 0.0016, logo rejeita-se hipótese nula o que indica que o Índice PSI20 ajudar a prever o PIB. Em sentido inverso rejeita-se a hipótese nula para níveis de significância de 5% e 10% (p-value de 0.0316). Assim, assume-se que existe causalidade à Granger nos dois sentidos.

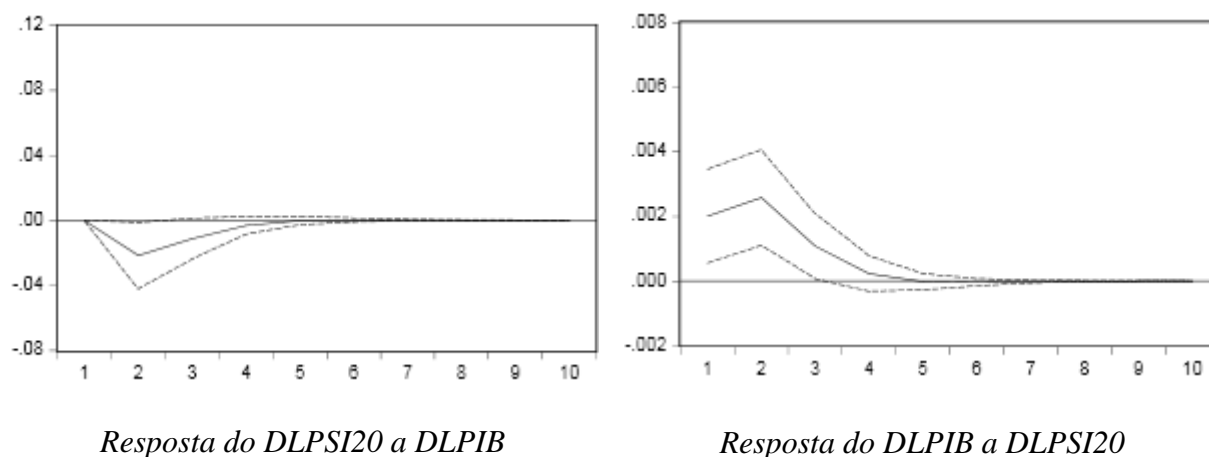
De seguida, calculam-se as funções impulso-resposta. Como se pode observar na Figura IV⁸ a resposta do índice PSI20 ao PIB tem um efeito negativo no 2º trimestre, sendo praticamente nulo a partir de 3º trimestre. O “zero” parece fazer sempre parte do intervalo de confiança (o segundo trimestre levanta algumas dúvidas) e tendo em conta que se utilizou a decomposição de Cholesky para ordenar as variáveis no momento zero não há resposta do

⁷ Todos os resultados podem ser consultados no anexo C

⁸ As restantes funções impulso resposta podem ser consultadas no Anexo C.

PSI20 ao PIB por imposição⁹. No caso da resposta do PIB ao índice PSI20 destaca-se um efeito positivo, com o pico no 2º trimestre, que vai perdendo intensidade ao longo do tempo. Salienta-se que o “zero” só começa a fazer parte do intervalo de confiança a partir do 3º trimestre.

Figura IV.1: Modelo 1- Função impulso resposta de DLPSI20 e de DLPIB



De seguida, realiza-se a decomposição de variância para se determinar se a incerteza advém mais do erro do DLPIB ou do erro do DLPSI20. Esta foi realizada até 10 períodos, o que equivale a dois anos e meio dado que os dados são trimestrais.

Analisando a decomposição de variância executada para o índice do PSI20 nota-se que depende fundamentalmente dele próprio, porém constata-se que a influência do PIB vai crescendo ao longo do tempo. Por sua vez, analisando a decomposição do PIB nota-se que a influência do PSI20 é significativa, inclusive no primeiro período, e esta influência vai aumentando ao longo do tempo. Em contraste a influência da própria variável vai decrescendo.

Este processo é repetido para os restantes modelos.

⁹ A ordenação pela decomposição de Cholesky é comum a todos os modelos estimados.

Quadro IV.1: Modelo 1-Decomposição de variância de DLPSI20 e de DLPIB

Decomposição de DLPSI20				Decomposição de DLPIB			
Período	Desvio-padrão	DLPSI20	DLPIB	Período	Desvio-padrão	DLPSI20	DLPIB
1	0.095623	100.0000	0.000000	1	0.006715	8.931476	91.06852
2	0.103111	95.61945	4.380545	2	0.007231	20.45015	79.54985
3	0.103804	94.51570	5.484296	3	0.007325	22.10281	77.89719
4	0.103865	94.43760	5.562403	4	0.007335	22.13387	77.86613
5	0.103877	94.43868	5.561317	5	0.007336	22.12942	77.87058
6	0.103879	94.43792	5.562082	6	0.007336	22.13168	77.86832
7	0.103879	94.43762	5.562375	7	0.007336	22.13214	77.86786
8	0.103879	94.43760	5.562400	8	0.007336	22.13215	77.86785
9	0.103879	94.43760	5.562400	9	0.007336	22.13215	77.86785
10	0.103879	94.43760	5.562400	10	0.007336	22.13215	77.86785

No modelo (2) determinou-se o valor de 3 como o número ótimo de lags pelos critérios de informação: LR, HPE, AIC, HQ. Assim, procedeu-se à estimação do modelo VAR(3) (ver anexo C).

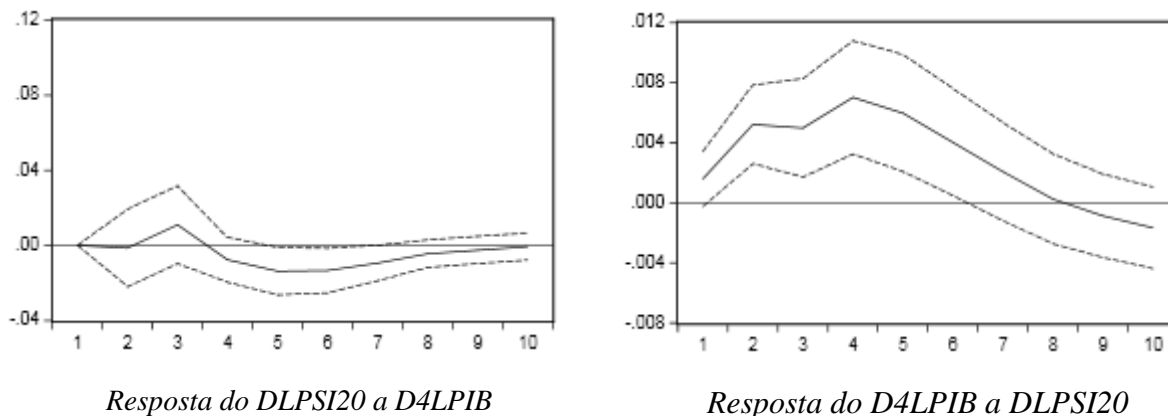
No teste de Portmanteau não se rejeita a hipótese nula de não existência de autocorrelação dos resíduos a partir do lag 6, enquanto no teste LM é para qualquer lag. No teste de normalidade utilizando o método de Cholesky permite não rejeitar a hipótese nula de normalidade para qualquer nível de significância. Através da execução do teste White sem termos cruzados afere-se que a hipótese nula de homocedasticidade não pode ser rejeitada. (todos os testes podem ser consultados no anexo C).

No estudo da Causalidade à Granger recorre-se ao teste de hipóteses: $H_0: DLPSI20$ não CG $D4LPB$ e $H_1: D4LPB$ CG $DLPSI20$ e o inverso, ou seja, $H_0: D4LPB$ não CG $DLPSI20$ e $H_1: D4LPB$ CG $DLPSI20$. No primeiro teste obtém-se um p-value de 0.0001, logo rejeita-se hipótese nula o que indica que o Índice PSI20 em cadeia ajudar a prever o PIB homólogo. Em sentido inverso rejeita-se a hipótese nula só com o nível de significância de 10% (p-value de 0.0683).

De seguida, obtém-se a função impulso-resposta. Como se pode observar no gráfico 2¹⁰ a resposta do índice PSI20 ao PIB tem um efeito nulo no 2º trimestre, tornando-se positivo no 3º trimestre e volta a ser negativo a partir do 4º trimestre. Destaca-se que o “zero” faz sempre parte do intervalo de confiança. No caso da resposta do PIB ao índice PSI20 destaca-se um efeito significativamente positivo desde o 1º trimestre até ao 6º trimestre, sendo que é neste trimestre que o “zero” começa a fazer parte do intervalo de confiança.

¹⁰ As restantes funções impulso resposta podem ser consultadas no Anexo C.

Figura IV.2: Modelo 2 -Função impulso resposta de DLPSI20 e de D4LPIB



Analisando a decomposição de variância executada do índice do PSI20 depende fundamentalmente dele próprio, porém constata-se que a influência do PIB vai crescendo ao longo do tempo embora sempre marginal. Por sua vez, analisando a decomposição do PIB nota-se que a influência do PSI20 é significativa, sendo que a partir do quinto a influência do PSI20 está quase ao mesmo nível do PIB.

Quadro IV.2: Modelo 2-Decomposição de variância de DPLSI20 e de D4LPIB

Decomposição de DLPSI20				Decomposição de D4LPIB			
Período	Desvio-padrão	DLPSI20	D4LPIB	Período	Desvio-padrão	DLPSI20	D4LPIB
1	0.096922	100.0000	0.000000	1	0.008086	3.829188	96.17081
2	0.101154	99.98047	0.019532	2	0.011880	21.06665	78.93335
3	0.102405	98.83236	1.167645	3	0.014492	25.97350	74.02650
4	0.103751	98.30986	1.690144	4	0.016911	36.25661	63.74339
5	0.105282	96.66522	3.334778	5	0.018211	41.99432	58.00568
6	0.106158	95.12875	4.871255	6	0.018730	44.31882	55.68118
7	0.106802	94.40539	5.594611	7	0.018843	44.98236	55.01764
8	0.107414	94.29579	5.704210	8	0.018883	44.80664	55.19336
9	0.107816	94.28557	5.714432	9	0.019005	44.44948	55.55052
10	0.107921	94.29337	5.706626	10	0.019204	44.28905	55.71095

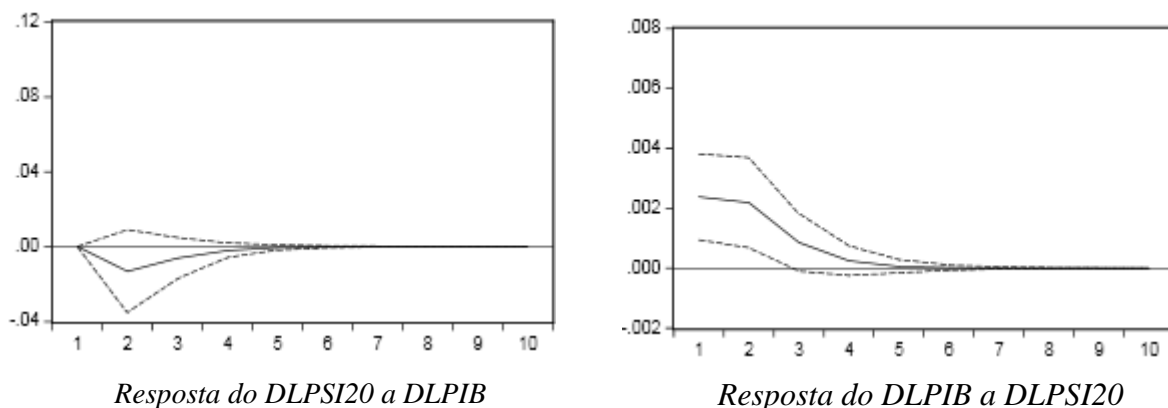
Para o modelo (3) estimou-se um VAR(1) dado que por todos os critérios de informação, com exceção do SC, e pelo teste de Wald o número ótimo de lags é 1¹¹. Nos testes para aferir a qualidade do modelo constata-se que não há autocorrelação dos resíduos pelo teste de Portmanteau e LM, que os resíduos estão normalmente distribuídos para nível de significância pelo método de Cholesky e que os resíduos possuem homocedasticidade pelo teste white sem termos cruzados (ver anexo C).

¹¹ Ver anexo C.

Relativamente à Causalidade à Granger, no primeiro teste obtém-se um p-value de 0.0083, logo rejeita-se hipótese nula o que indica que o Índice PSI20 ajudar a prever o PIB. O mesmo não acontece em sentido inverso onde não se rejeita a hipótese nula para qualquer nível de significância (p-value de 0.2329).

Na função impulso-resposta observa-se pelo no gráfico IV.3¹² que a resposta do índice PSI20 ao PIB tem um efeito negativo no 2º trimestre, sendo praticamente nulo a partir de 3º trimestre. O “zero” faz sempre parte do intervalo de confiança. No caso da resposta do PIB ao índice PSI20 destaca-se um efeito positivo, com o pico no 2º trimestre, que vai perdendo intensidade ao longo do tempo. Salienta-se que o “zero” só começa a fazer parte do intervalo de confiança a partir do 4º trimestre.

Figura IV.3: Modelo 3 -Função impulso resposta de DLPSI20 e de DLPIB



A decomposição de variância é bastante semelhante à observada no modelo (1).

Quadro IV.3 Modelo 3- Decomposição de variância de DLPSI20 e de DLPIB

Decomposição de DLPSI20				Decomposição de DLPIB			
Período	Desvio-padrão	DLPSI20	DLPIB	Período	Desvio-padrão	DLPSI20	DLPIB
1	0.096021	100.0000	0.000000	1	0.006697	12.56876	87.43124
2	0.102575	98.37217	1.627830	2	0.007057	20.89862	79.10138
3	0.103149	98.03363	1.966373	3	0.007113	22.02445	77.97555
4	0.103183	97.99881	2.001193	4	0.007119	22.10921	77.89079
5	0.103184	97.99668	2.003321	5	0.007119	22.11269	77.88731
6	0.103184	97.99661	2.003390	6	0.007119	22.11271	77.88729
7	0.103184	97.99661	2.003390	7	0.007119	22.11271	77.88729
8	0.103184	97.99661	2.003390	8	0.007119	22.11271	77.88729
9	0.103184	97.99661	2.003390	9	0.007119	22.11271	77.88729
10	0.103184	97.99661	2.003390	10	0.007119	22.11271	77.88729

¹² Todas as funções impulso resposta podem ser consultadas no Anexo C.

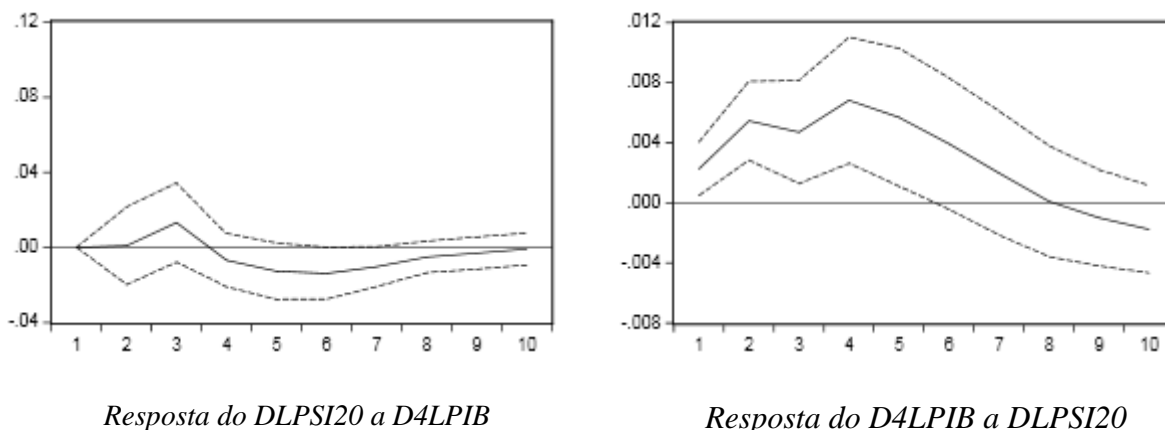
No modelo (4) determinou-se o valor de 3 como o número ótimo de lags pelos critérios de informação: LR, HPE, AIC, HQ (ver anexo C). Assim, procedeu-se à estimação do modelo VAR(3) (ver anexo C).

No teste de Portmanteau não se rejeita a hipótese nula de não existência de autocorrelação bem como no teste LM. No teste de normalidade utilizando o método de Cholesky permite não rejeitar a hipótese nula de normalidade para qualquer nível de significância. Através da execução do teste White sem termos cruzados afere-se que a hipótese nula de homocedasticidade não pode ser rejeitada. (todos os testes podem ser consultados no anexo C).

No estudo da Causalidade à Granger, no primeiro teste obtém-se um p-value de 0.0003, logo rejeita-se hipótese nula o que indica que o Índice PSI20 em cadeia ajudar a prever o PIB homólogo. Em sentido inverso não se rejeita a hipótese nula para qualquer nível de significância (p-value de 0.1409).

Na função impulso-resposta, através da observação da figura IV.4¹³ a resposta do índice PSI20 ao PIB tem um efeito nulo no 2º trimestre, tornando-se positivo no 3º trimestre e volta a ser negativo a partir do 4º trimestre. O “zero” faz sempre parte do intervalo de confiança. No caso da resposta do PIB ao índice PSI20 destaca-se um efeito significativamente positivo desde o 1º trimestre até ao 6º trimestre, sendo que é neste trimestre que o “zero” começa a fazer parte do intervalo de confiança.

Figura IV.4: Modelo 4 -Função impulso resposta de DLPSI20 e de D4LPIB



A decomposição de variância é bastante semelhante à observada no modelo (2).

¹³ As restantes funções impulso resposta podem ser consultadas no Anexo C.

Quadro IV.4: Modelo 4-Decomposição de variância de DPLSI20 e de D4LPIB

Decomposição de DLPSI20				Decomposição de D4LPIB			
Período	Desvio-padrão	DLPSI20	D4LPIB	Período	Desvio-padrão	DLPSI20	D4LPIB
1	0.098190	100.0000	0.000000	1	0.007953	8.103753	91.89625
2	0.102829	99.99322	0.006775	2	0.011627	25.74838	74.25162
3	0.103717	98.36664	1.633356	3	0.013951	29.24490	70.75510
4	0.104530	97.96774	2.032257	4	0.016176	39.49084	60.50916
5	0.106061	96.58857	3.411425	5	0.017338	45.13496	54.86504
6	0.107015	94.99383	5.006168	6	0.017827	47.55535	52.44465
7	0.107814	94.15444	5.845558	7	0.017937	48.18260	51.81740
8	0.108458	94.00093	5.999067	8	0.017982	47.94629	52.05371
9	0.108933	93.97699	6.023014	9	0.018110	47.58256	52.41744
10	0.109111	93.99032	6.009683	10	0.018312	47.46590	52.53410

Desta forma, pode-se constatar que as conclusões retiradas para o modelo 1 e modelo 3 são similares em termos de função impulso resposta e de decomposição de variância. No que respeita à causalidade à Granger, nestes dois modelos conclui-se que existe no sentido do mercado acionista para a atividade económica, contudo no sentido da atividade económica para o mercado acionista não existe no modelo 3. Esta ilação sobre causalidade à Granger está em sintonia com a conclusão geral do estudo de Tsouma (2009) em que a causalidade à Granger só existe no sentido do mercado acionista para atividade económica para a maioria dos países estudados. Porém, nesse mesmo estudo, afere-se que para Portugal não existe causalidade à Granger em nenhum sentido, duas das possíveis explicações para a divergência de resultados com o presente estudo poderá estar no facto de Tsouma (2009) utilizar como *proxy* para a atividade económica o índice de produção industrial e no presente estudo ser utilizado o PIB, bem como a utilização, no presente estudo, de duas variáveis *dummy*.

No que concerne à qualidade dos modelos, obtém-se que o modelo 3 é melhor em termos de R^2 ajustado do que o modelo 1, o que sugere que as variáveis explicativas aumentam, embora marginalmente, o poder explicativo do modelo.

Por outro lado, constata-se que as ilações obtidas para o modelo 2 e 4 são semelhantes em termos de função impulso resposta e de decomposição de variância. Relativamente à causalidade à Granger, a mesma existe no sentido do mercado acionista para a atividade económica, assim sendo é transversal a todos os modelos, no sentido inverso não existe no modelo 4 e no modelo 2 só existe se considerar-se nível de significância de 10%. Esta conclusão sobre o facto de o PSI20 em cadeia ajudar na previsão do PIB homólogo está em sintonia com o obtido por Mauro (2003), que obteve que o efeito positivo máximo é

normalmente alcançado após dois ou três trimestres do choque acontecer para a maior parte dos países analisados.

No que alude à qualidade do modelo, obtém-se que o modelo 4 é melhor em termos de R^2 ajustado do que o modelo 2, consagrando-se mesmo o melhor tendo em consideração todos os modelos estudados.

Contudo, estes resultados podem não se traduzir automaticamente na melhoria da previsão *out-of-sample* do PIB através da inclusão do PSI20.

4.1 Previsões

De forma a se avaliar a qualidade de previsão de um modelo recorre-se às previsões *ex-post*, ou seja, trunca-se a amostra até um determinado período, e de seguida, calcula-se os erros de previsão¹⁴ até ao final da amostra original. Assim sendo, a amostra foi redefinida para 1995Q1-2013Q4, logo o período de previsão cobre 2014Q1-2015Q4, o que corresponde a 8 trimestres de previsão. Por outro lado, aplica-se dois métodos de previsão: previsão dinâmica e previsão estática. Na previsão dinâmica, a previsão obtida para cada período baseia-se nos valores previstos nos períodos anteriores, sendo também designada como *n-step ahead forecast*. Enquanto na previsão estática, a previsão para cada período baseia-se no valor verdadeiro do período anterior, também é conhecida como *one-step ahead forecast*. Este último método só é aplicável nas previsões *ex-post* e ambas apresentam o mesmo valor de previsão para o primeiro período.

Tendo em consideração que o principal objetivo deste estudo é a previsão da atividade económica, só se estimará a segunda equação dos modelos VAR. Assim sendo, fica-se com quatro modelos AR com ou sem variáveis exógenas. Todavia, por forma a determinar o valor acrescentado de se incluir o PSI20 os modelos serão estimados incluindo e excluindo o PSI20, isto é, serão estimados oito modelos em que a diferença entre dois deles é a inclusão ou não do PSI20. A métrica utilizada para captar a precisão das diferentes previsões é a Raiz do Erro Quadrático Médio (REQM)¹⁵. Neste sentido, o REQM da previsão com o PSI20 incluído é comparado com o REQM da previsão com o PSI20 excluído.

Através da análise do quadro IV.5 e da observação da figura IV.5 com as previsões dos modelos AR com ou sem PSI, e para cada um a previsão dinâmica e a previsão estática, podemos retirar-se as seguintes conclusões. A primeira é que existe uma melhoria significativa na qualidade de previsão quando o PSI20 não é incluído no modelo 1 e no

¹⁴ O erro de previsão define-se pela diferença entre o valor observado e o valor previsto.

¹⁵ $REQM = \sqrt{\frac{\sum_{t=k}^T e_t^2}{T-k+1}}$

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

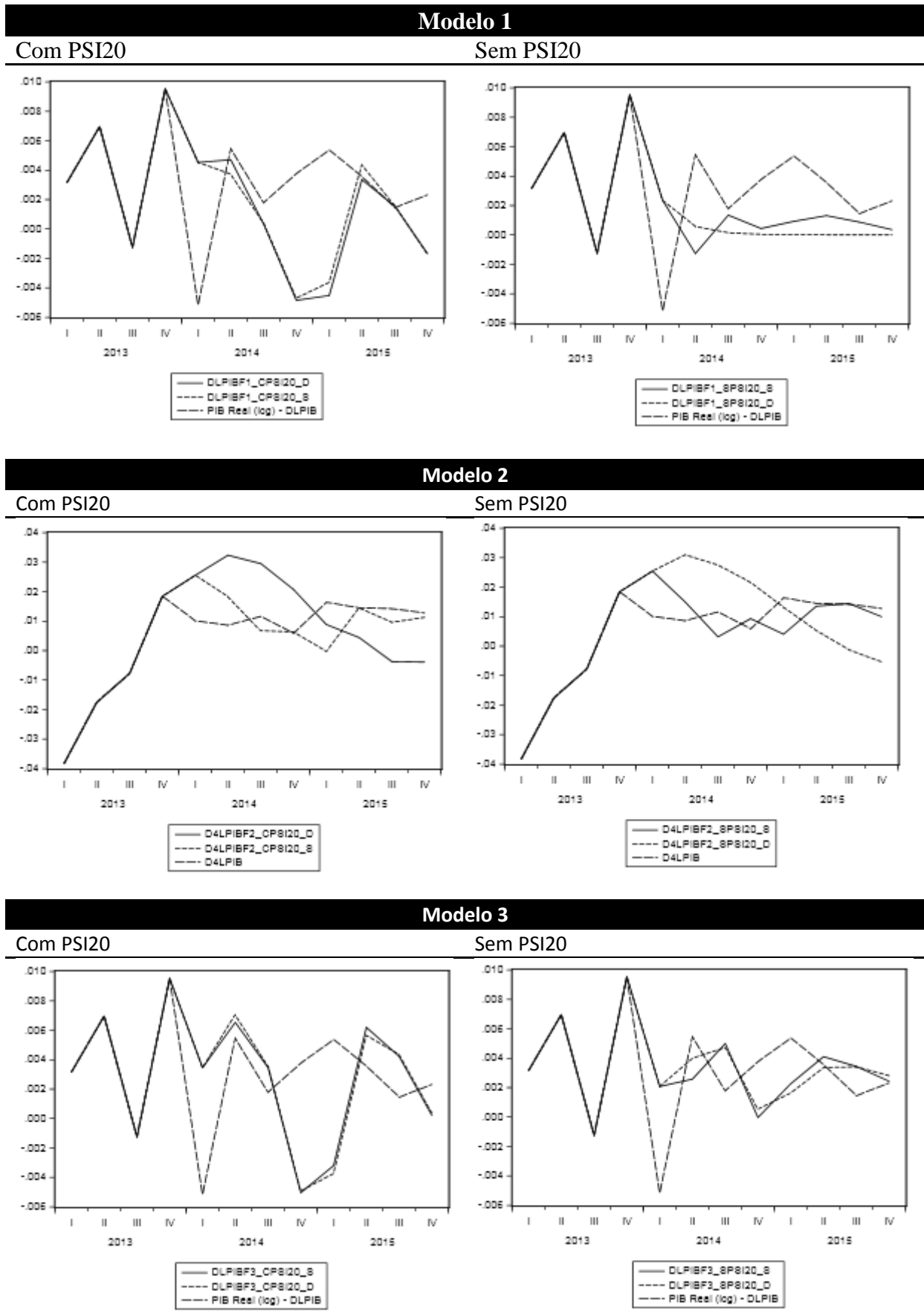
modelo 3. Esta diferença não é tão significativa nos modelos 2 e 4. Por outro lado, a previsão estática apresenta maior fiabilidade do que a dinâmica para todos os modelos estimados, com a exceção do modelo 3 sem PSI20 no qual o erro de previsão dinâmica é marginalmente menor do que a estática. A melhoria ocorrida através da utilização na previsão estática não é surpreendente dado que utiliza os valores verdadeiros para fazer a previsão do período seguinte. O modelo com melhor qualidade de previsão é o modelo 3 sem PSI20 com previsão dinâmica. Dos modelos com o PSI20 incluído, o melhor é o modelo 3 com previsão estática. Desta forma, podem se retirar duas conclusões principais. A primeira é que apesar de haver causalidade à Granger no sentido do mercado acionista para a atividade económica, esta não se traduz numa melhoria da performance de previsão fora da amostra. A segunda é que a inclusão de outras variáveis explicativas ajudam na performance da previsão quer se inclua o PSI20 ou não (escolha do modelo 3). Estas ilações estão em linha com os resultados de Stock e Watson (2003) que concluíram que a estimação dentro da amostra não apresenta significância estatística para a previsão e com Kuttner (2009) que concluiu que a melhoria na previsão fora da amostra é marginal, mesmo em países com boa performance de previsão dentro da amostra.

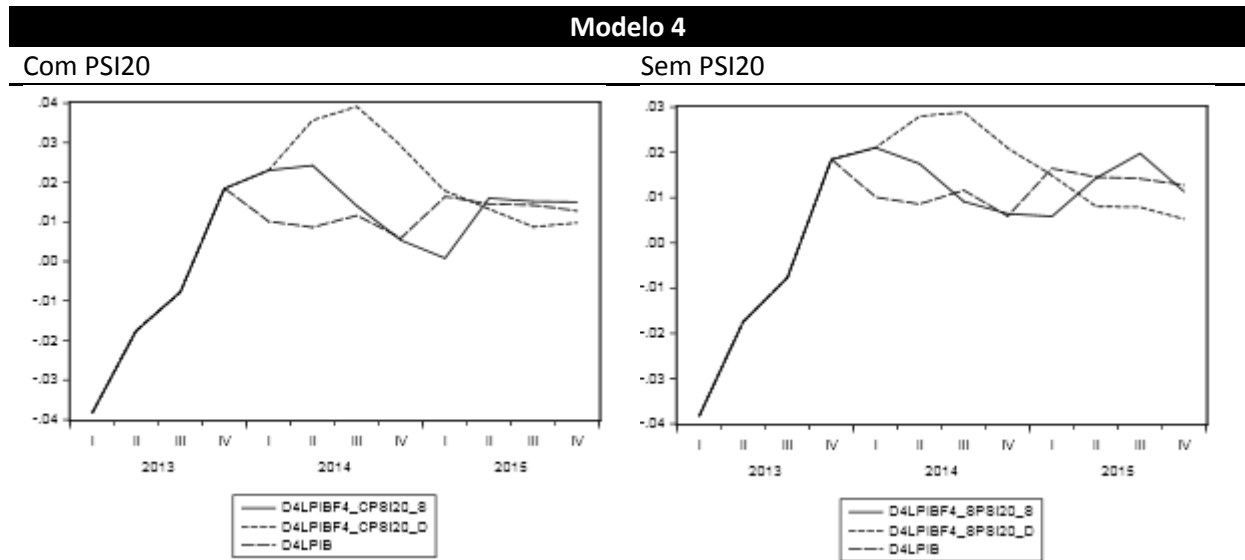
Quadro IV.5: Performance da previsão out-of-sample para o PIB com e sem PSI20

modelos com PSI20	REQM (1)	modelos sem PSI20	REQM (2)	REQM (1)/REQM (2)
DLPIBF1_CPSI20_D	0,0060	DLPIBF1_SPSI20_D	0,0043	1,3985
DLPIBF1_CPSI20_S	0,0058	DLPIBF1_SPSI20_S	0,0042	1,3765
D4LPIBF2_CPSI20_S	0,0091	D4LPIBF2_SPSI20_S	0,0081	1,1246
D4LPIBF2_CPSI20_D	0,0162	D4LPIBF2_SPSI20_D	0,0154	1,0506
DLPIBF3_CPSI20_D	0,0056	DLPIBF3_SPSI20_D	0,0034	1,6670
DLPIBF3_CPSI20_S	0,0056	DLPIBF3_SPSI20_S	0,0035	1,5798
D4LPIBF4_CPSI20_S	0,0092	D4LPIBF4_SPSI20_S	0,0066	1,3861
D4LPIBF4_CPSI20_D	0,0167	D4LPIBF4_SPSI20_D	0,0120	1,3897

Nota: F corresponde a forecast, o algarismo a seguir ao F corresponde ao modelo estimado, CPSI20 indica que o modelo inclui o PSI20, SPSI20 indica que o modelo exclui o PSI20, S representa que a previsão é estática enquanto D representa que a previsão é dinâmica. Por exemplo, DLPIBF1_CPSI20_D corresponde ao modelo de previsão 1 com inclusão do PSI20 e recorrendo à previsão dinâmica. O período da amostra é de 1995Q1 a 2013Q4 e o período de previsão de 2014Q1 - 2015Q4.

Figura IV.5: Previsão ex-post





Nota: CPSI20 indica que o modelo inclui o PSI20, SPSI20 indica que o modelo exclui o PSI20, S representa que a previsão é estática enquanto D representa que a previsão é dinâmica. O período da amostra é de 1995Q1 a 2013Q4 e o período de previsão de 2014Q1 - 2015Q4.

Conclusão

Este estudo investigou a relação existente a atividade económica e o mercado acionista em Portugal, para o período de 1995-2015, recorrendo à metodologia VAR. As variáveis utilizadas foram o PIB real, índice PSI20 real, taxa de juro real de curto-prazo, taxa de câmbio real efetiva, base monetária real, crédito interno total real, *narrow money* real e *broad money* real, tendo sido incluídas duas variáveis *dummy*: uma para captar o efeito da entrada do euro em 1999 (SD) e a outra para captar o efeito da mudança de regime económico da economia portuguesa em 2001 (SD2).

Ao todo foram estimados quatro modelos VAR. No primeiro modelo foi analisado a relação existente entre o PIB e o índice PSI20 tendo presente as variáveis *dummy*. O segundo modelo diferiu do primeiro na medida em que se utilizou o PIB homólogo, de modo a averiguar, o impacto que o PSI20 em cadeia poderia ter no PIB homólogo. O terceiro modelo acrescentou ao primeiro modelo outras variáveis, tais como, taxa de juro real de curto-prazo, taxa de câmbio real efetiva, base monetária real, crédito interno total real, *narrow money* real e *broad money* real. O quarto modelo juntou as características do segundo modelo com as do terceiro modelo. Todos os modelos VAR estimados demonstraram ser robustos, uma vez que os resíduos não evidenciaram autocorrelação, não se rejeitou a hipótese de homocedasticidade e os resíduos demonstraram estar normalmente distribuídos.

A conclusão transversal a todos os modelos é que existe causalidade à Granger no sentido do mercado acionista para a atividade económica, conclusão que é divergente à obtida por Tsouma (2009). Esta discordância pode advir do facto da *proxy* utilizada por Tsouma (2009) para a atividade económica ter sido o índice de produção industrial, enquanto neste estudo foi utilizado o PIB trimestral e também foram incluídas duas variáveis *dummy*.

Por outro lado, os modelos 1 e 3 apresentam funções impulso-resposta semelhantes com a resposta do índice PSI20 ao PIB a ter um efeito negativo no 2º trimestre, sendo praticamente nulo a partir do terceiro trimestre. No caso da resposta do PIB ao índice PSI20 destaca-se um efeito positivo, com o pico no segundo trimestre, que vai perdendo intensidade ao longo do tempo. A mesma semelhança de resultados ocorre na decomposição de variância, onde na decomposição de variância para o índice do PSI20 nota-se que depende fundamentalmente dele próprio. Enquanto no PIB destaca-se a influência PSI20 que é significativa, inclusive no primeiro período, e vai aumentando ao longo do tempo.

Paralelamente, os modelos 2 e 4 apresentam também funções impulso-resposta e decomposição de variância similares. Relativamente à função impulso-resposta do índice

PSI20 ao PIB existe um efeito nulo no segundo trimestre, tornando-se positivo no terceiro trimestre e voltando a ser negativo a partir do quarto trimestre. No caso da resposta do PIB ao índice PSI20 destaca-se um efeito significativamente positivo desde o primeiro trimestre até ao sexto trimestre. Estes resultados estão em linha com os obtidos por Mauro (2003). Analisando a decomposição de variância do índice do PSI20 salienta-se que depende fundamentalmente dele próprio. Por sua vez, analisando a decomposição do PIB nota-se que a influência do PSI20 é significativa, sendo que a partir do quinto a influência do PSI20 está quase ao mesmo nível do PIB.

Tendo isto em consideração, conclui-se que o mercado acionista ajuda a antecipar o comportamento da atividade económica e a sua inclusão traria valor acrescentado na composição de um indicador compósito avançado.

Para a aferição da qualidade de previsão dos modelos recorreu-se às previsões *ex-post* a qual só foi realizada para a atividade económica. O período da amostra foi redefinido para 1995Q1- 2013Q4 e o período de previsão para 2014Q1 - 2015Q4.

O modelo com melhor qualidade de previsão é o modelo 3 sem PSI20 com previsão dinâmica. Porém, incluindo o índice PSI20 o melhor modelo é o modelo 3 com previsão estática. Assim sendo, a inclusão do índice PSI20 não se demonstra numa melhoria da qualidade da previsão. Desta forma, nota-se que apesar de haver causalidade à Granger no sentido do mercado acionista para a atividade económica, esta não se traduz numa melhoria da performance de previsão fora da amostra. Por outro lado, a inclusão de outras variáveis explicativas ajudam na performance da previsão quer se inclua o PSI20 ou não. Estas ilações estão em linha com os resultados de Stock e Watson (2003) que concluíram que a estimação dentro da amostra não apresenta significância estatística para a previsão e com Kuttner (2009) que concluiu que a melhoria na previsão fora da amostra é marginal, mesmo em países com boa performance de previsão dentro da amostra.

Este estudo poderá ser aperfeiçoado com o alargamento da amostra, com a inclusão de outras variáveis consideradas avançadas, como por exemplo, o *spread* entre a taxa de juro dos bilhetes de tesouro de 3 meses e as taxas de obrigações do tesouro a 10 anos que apresenta melhores resultados do que outras variáveis macroeconómicas na previsão de recessões dos EUA. Por outro lado, poderia aferir-se se existe uma alteração nas conclusões obtidas caso sejam utilizadas variáveis em termos nominais, uma vez que as variáveis que constituem os indicadores compósitos avançados costumam estar em termos nominais.

Referências Bibliográficas

- Alexandre, Fernando e Luís Aguiar-Conraria e Pedro Bação (2016), *Crise e Castigo: Os desequilíbrios e o resgate da economia portuguesa*, Lisboa, Fundação Francisco Manuel dos Santos.
- Banco de Portugal (2003), *Boletim Económico*, 9(1), pp.5-46.
- Barro, Robert J. (1990), "The Stock Market and Investment", *Review Financial Studies*, 3(1), pp.115–131.
- Bernanke, Ben e Gertler, Mark e Gilchrist, Simon (1996), "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), pp.1–15.
- Binswanger, Mathias (2000), "Stock returns and real activity: is there still a connection?" *Applied Financial Economics*, 10(4), pp.379–387.
- Burns, Arthur F. e Wesley C. Mitchell (1946), *Measuring business cycles*, New York, *National Bureau of Economic Research, Inc*
- Choi, J. J. e Hauser, S. e Kopecky, K. J. (1999), "Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries", *Journal of Banking and Finance*, 23, 1771-1792.
- Enders, Walter (1995), *Applied Econometric time series*, New York: John Wiley & Sons
- Estrella, Arturo e Mishkin, Frederic S. (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators", *Review of Economics and Statistics*, 80(1), pp.45–61.
- Fama, Eugene (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money", *The American Economic Review*, 71, 545-565.
- Fama, Eugene (1990), "Stock returns, expected returns, and real activity", *The Journal of Finance*, 45(4), pp.1089–1108.
- Fischer, Stanley e Merton, Robert C. (1984), "Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market", *NBER Working Paper No1291*, pp.1-63.
- Fuinhas, José Alberto e Marques, António Cardoso (2003), "O canal do crédito, o sobreendividamento e as crises económicas", Universidade da Beira Interior, Departamento de Gestão e Economia, Working paper
- Fuinhas, José Alberto e Marques, António Cardoso (2011), "Different measures of volatility: the hypothesis of output composition in Portugal", *Argumenta Oeconomia*, 2(27), pp.37-63
- Hamilton, James D. (1994), *Time series Analysis*, Princeton: Princeton University Press

- Kim, Suk Joon e Moshirian, Fariboz e Wu, Eliza (2005), "Dynamic stock market integration driven by the European Monetary Union: An empirical analysis" *Journal of Banking & Finance*, 29(10), pp.2475–2502.
- Kuttner, Kenneth N. (2009), "Equity Prices as Leading Indicators: the Asian Experience", *Financial Market Developments and Their Implications for Monetary Policy*, (39), pp.223–255.
- Marques, Luís Miguel (2012), "Interação entre o mercado acionista e o crescimento económico: Uma apreciação do caso português (1993-2010)", Dissertação de Mestrado em Economia, Covilhã, Universidade da Beira Interior.
- Mauro, Paolo (1989), "Stock returns and output growth in emerging and advanced economies", *IMF Working Paper* 00/89.
- Mauro, Paolo (2003), "Stock returns and output growth in emerging and advanced economies", *Journal of Development Economics*, 71(1), pp.129–153.
- Morck, Randall e Shleifer, Andrei e Vishny, Robert W. e Shapiro, Matthew e Poterba, James M. (1990), "The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 0(2), pp.157–215.
- Mullins, Mark e Wadhvani, SusHIL B. (1989), "The effect of the stock market on investment: a comparative study", *European Economic Review*, 33(5), pp.939-956
- Pearce, Douglas K. (1983), "Stock Prices and the Economy", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, pp.7-22.
- Rua, António (2004), "Um novo indicador coincidente para a economia portuguesa", *Boletim Económico Banco de Portugal*, Junho, pp.21–29.
- Schwert, William (1990), "Stock Return and Real Activity a Century of Evidence", *The Journal of Finance*, XIV(4), pp.1238–1257.
- Sims, Christopher (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48(1), pp.1-48
- Stock, James H. e Watson, Mark W. (1989). New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 351-394.
- Stock, James H. e Watson, Mark W. (2003), "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices" *Journal of Economic Literature*, 41 (3), 788-829.
- Tsouma, Ekaterini (2009), "Stock returns and economic activity in mature and emerging markets", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), pp.668–685.

Anexos

Anexo A

PIB: série trimestral, ajustada de efeitos de calendário e de sazonalidade. Os dados estão encadeados em volume (ano de referência=2011). Disponível sítio do Instituto Nacional de Estatística (INE) da seção das Contas Nacionais.

Índice PSI20: divulgado pela Euronext, obtido no sítio da Bloomberg à cotação de fecho.

Crédito interno total: crédito interno às Administrações Públicas e crédito interno com exceção das Administrações Públicas na Síntese Monetária do Banco de Portugal. Disponível na Base de Dados Estatística Interativa do Banco de Portugal

Taxa de juro de curto-prazo: taxas a que os empréstimos de curto prazo são realizados entre instituições financeiras ou a taxa em que o papel do governo a curto prazo é emitido ou negociados no mercado. A taxa de juro de curto prazo é geralmente a média das taxas diárias, medido como uma percentagem. As taxas de juro de curto prazo correspondem a taxas do mercado monetário a 3 meses, por vezes, designadas como "*money market rate*" e "*treasury bill rate*". Disponível na base de dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) doi: 10.1787/2cc37d77-en

Taxa de câmbio real efetiva: taxa de câmbio real efetiva baseada no índice de preço no consumidor relativo. O sistema de ponderação é baseado nos dados do comércio desagregados para matérias-primas, indústria transformadora e turismo cobrindo um período de três anos (2004-2006). A partir de 1995 utiliza o índice Harmonizado de Preços no Consumidor disponibilizado pelo Banco Central Europeu. Disponível na base de dados International Financial Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (line rec). Mais detalhes sobre esta série ver IFS Notes – Exchange Rates

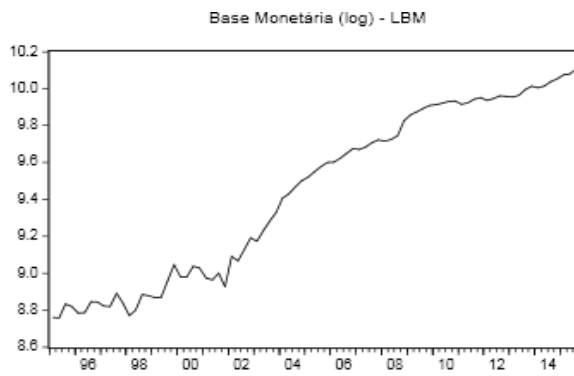
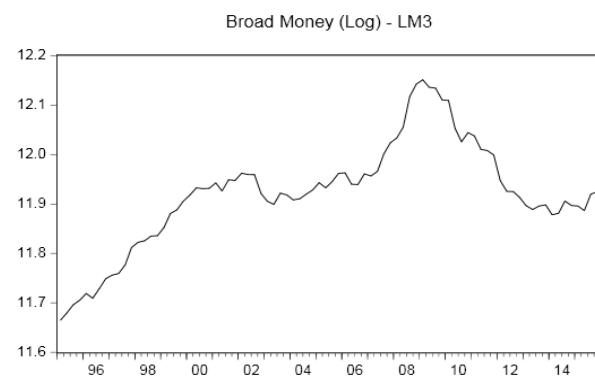
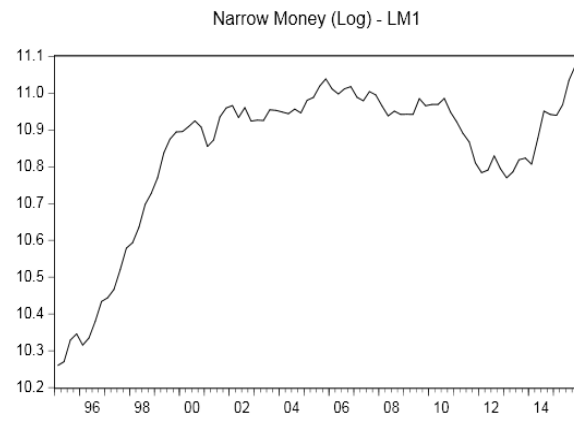
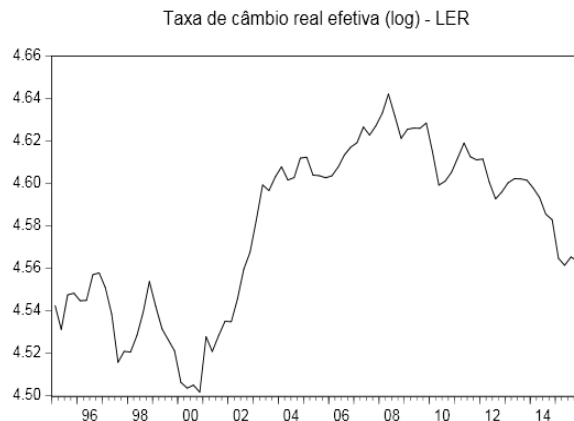
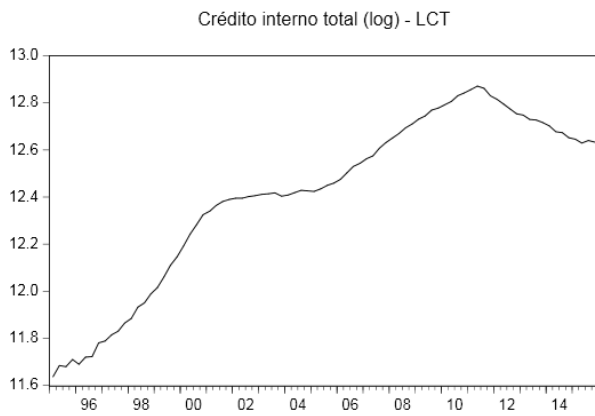
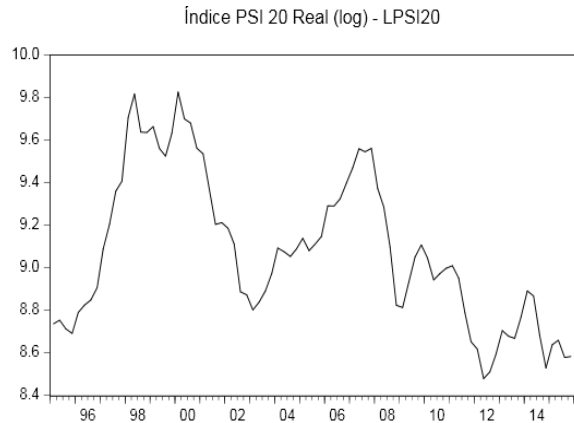
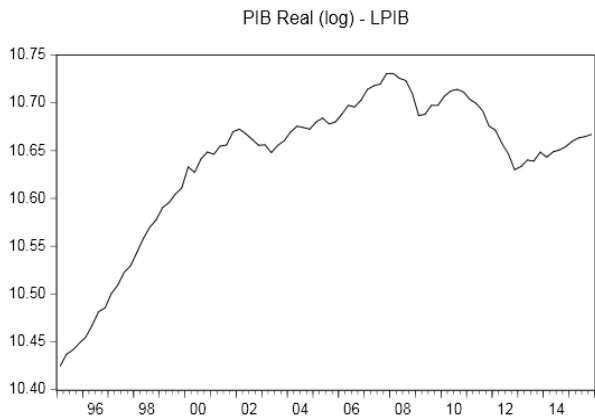
Base monetária: série balanço do Banco de Portugal, Passivos face a residentes, Base monetária, em milhões euros. Obtido na Base de Dados Estatística Interativa do Banco de Portugal.

Narrow Money: Contribuição nacional para os agregados monetários da área do euro - M1, excluindo circulação monetária, em milhões de euros. Obtido na Base de Dados Estatística Interativa do Banco de Portugal.

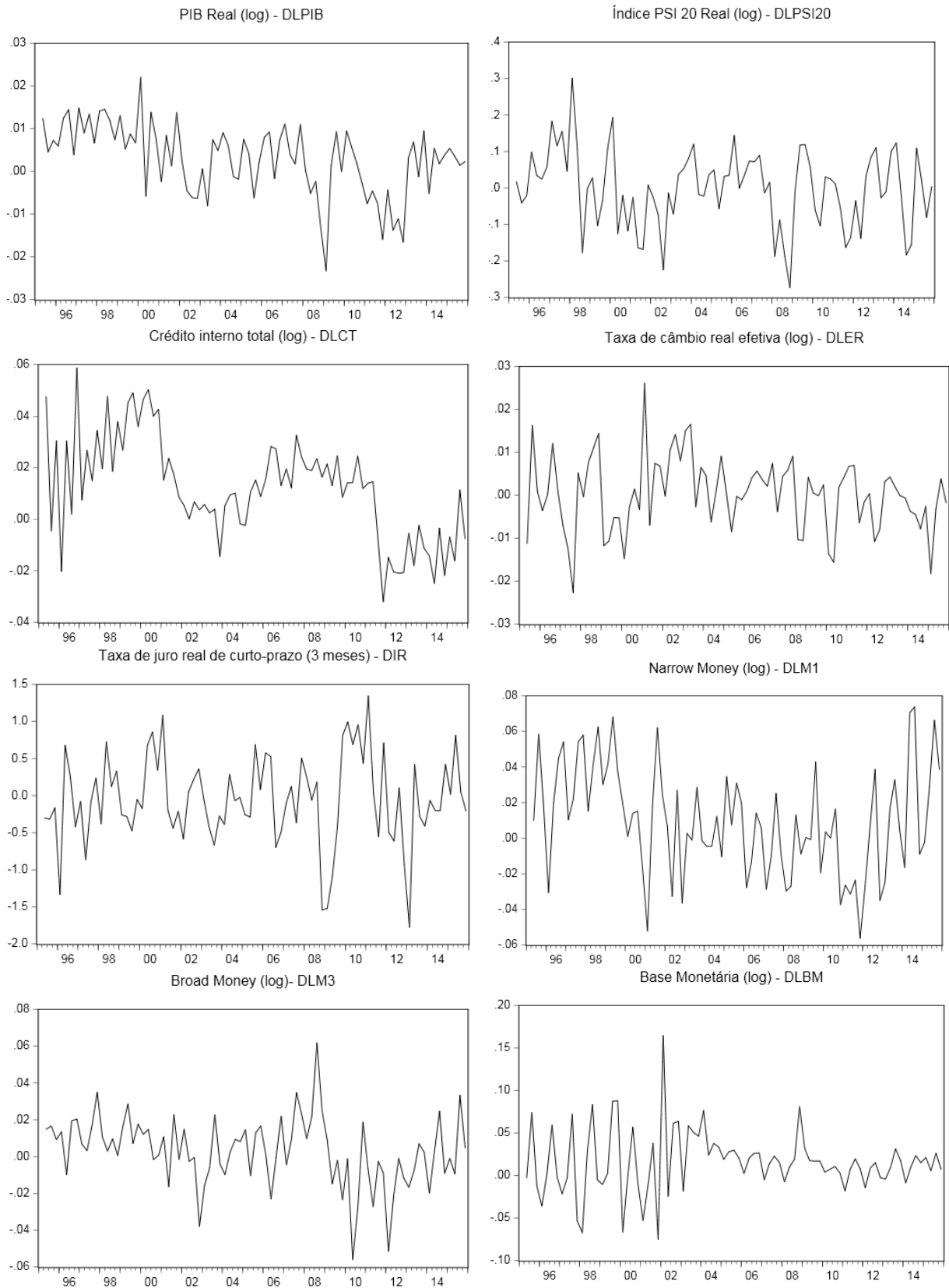
Broad Money: Contribuição nacional para os agregados monetários da área do euro - M3, excluindo circulação monetária, em milhões de euros. Obtido na Base de Dados Estatística Interativa do Banco de Portugal.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Anexo B – Representação gráfica das variáveis



O Mercado Acionista como Indicador Avançado



Quadro B.0.1: Teste Engle-Granger

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root Exogenous: None Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.593233	0.0100
Test critical values: 1% level	-2.593824	
5% level	-1.944862	
10% level	-1.614145	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.846029	0.0621
Test critical values: 1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Anexo C
Modelo 1

Por forma a determinar o número ótimo de lags, utilizando os critérios de informação, estima-se um modelo VAR com as definições por omissão e obtém-se através do *lag length criteria* a estatística modificada do teste LR (LR), o erro de previsão final (FPE) e os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Primeiramente utiliza-se 6 lags.

Quadro C.0.2: Critérios de informação com 6 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	341.3835	NA	5.65e-07	-8.711260	-8.528626	-8.638208
1	352.9745	21.67666*	4.64e-07	-8.908429	-8.604039*	-8.786675*
2	357.1295	7.554563	4.62e-07	-8.912455	-8.486309	-8.742000
3	361.8693	8.371561	4.54e-07*	-8.931670*	-8.383768	-8.712514
4	363.9154	3.507668	4.78e-07	-8.880921	-8.211262	-8.613063
5	366.6984	4.626223	4.95e-07	-8.849309	-8.057894	-8.532750
6	368.8132	3.405710	5.22e-07	-8.800344	-7.887173	-8.435084

Nota: * indica o número ótimo de lags

Os resultados não são conclusivos, o LR, SC e HQ indicam 1, o FPE e AIC 3. Assim sendo, estimou-se novamente mas com 4 lags.

Quadro C.0.3: Critérios de informação com 4 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	351.6455	NA	5.43e-07	-8.750519	-8.570561	-8.678422
1	363.3137	21.85933*	4.47e-07*	-8.944649*	-8.644719*	-8.824488*
2	367.1692	7.027898	4.49e-07	-8.940993	-8.521091	-8.772768
3	371.2093	7.159536	4.49e-07	-8.942007	-8.402132	-8.725716
4	373.1481	3.337721	4.74e-07	-8.889825	-8.229979	-8.625470

Nota: * indica o número ótimo de lags

Todos os critérios - LR, FPE, AIC, SC e HQ - apontam para 1 lag.

Outra forma de determinar o lag ótimo é recorrendo ao *lag exclusion Wald tests*, executando-se com 6 lags. O teste de hipóteses representa-se da seguinte forma $H_0: p-1 = 1$ e $H_1: p=2$. Verifica-se que o p-value do lag=2 é maior que 0.05, logo aceita-se a hipótese nula. Assim, o lag ótimo é 1. Porém, como não se aceitaria se o nível de significância fosse de 10%, volta-se a estimar o modelo com 4 lags de forma a obtermos uma conclusão mais robusta. A conclusão anterior é corroborada.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.4: Teste de Wald com 6 lags

Chi-squared test statistics for lag exclusion: Numbers in [] are p-values			
	DLPSI20	DLPIB	Joint
Lag 1	12.40154 [0.002028]	12.66743 [0.001775]	20.09634 [0.000478]
Lag 2	6.412804 [0.040502]	4.085239 [0.129689]	9.146632 [0.057537]
Lag 3	3.689050 [0.158100]	1.319528 [0.516973]	6.556193 [0.161284]
Lag 4	1.870232 [0.392540]	1.817957 [0.402936]	3.003112 [0.557305]
Lag 5	2.711985 [0.257691]	0.190611 [0.909095]	2.915723 [0.572027]
Lag 6	1.043899 [0.593363]	2.959645 [0.227678]	3.482387 [0.480561]
df	2	2	4

Quadro C.0.5: Teste de Wald com 4 lags

Chi-squared test statistics for lag exclusion: Numbers in [] are p-values			
	DLPSI20	DLPIB	Joint
Lag 1	13.82242 [0.000997]	13.92992 [0.000944]	22.26038 [0.000178]
Lag 2	3.754531 [0.153008]	2.746990 [0.253220]	5.496473 [0.240040]
Lag 3	5.320559 [0.069929]	1.244650 [0.536695]	7.748260 [0.101247]
Lag 4	2.643401 [0.266681]	1.237507 [0.538615]	3.396570 [0.493778]
df	2	2	4

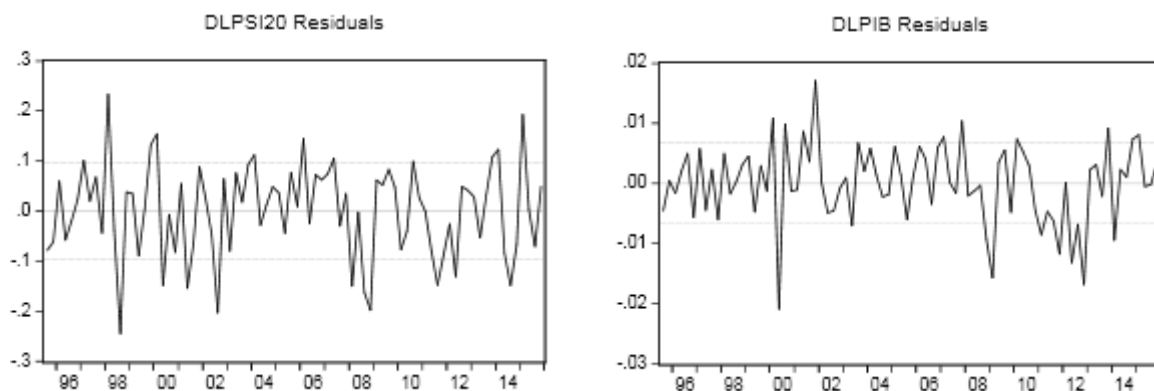
O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.6: Modelo 1 - VAR(1)

	DLPSI20	DLPIB
DLPSI20(-1)	0.405074 (0.11136) [3.63748]	0.024617 (0.00782) [3.14797]
DLPIB(-1)	-3.367820 (1.56718) [-2.14897]	0.113430 (0.11005) [1.03070]
C	0.072003 (0.02988) [2.40994]	0.007273 (0.00210) [3.46630]
SD	-0.053409 (0.04283) [-1.24688]	0.000512 (0.00301) [0.17018]
SD2	-0.026164 (0.03817) [-0.68548]	-0.007069 (0.00268) [-2.63743]
R-squared	0.223144	0.373641
Adj. R-squared	0.182788	0.341103
Sum sq. resids	0.704063	0.003472
S.E. equation	0.095623	0.006715
F-statistic	5.529359	11.48317
Log likelihood	78.70893	296.5082
Akaike AIC	-1.797779	-7.109957
Schwarz SC	-1.651027	-6.963206
Mean dependent	-0.002091	0.002810
S.D. dependent	0.105777	0.008272
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.75E-07
Determinant resid covariance		3.31E-07
Log likelihood		379.0530
Akaike information criterion		-9.001293
Schwarz criterion		-8.707791

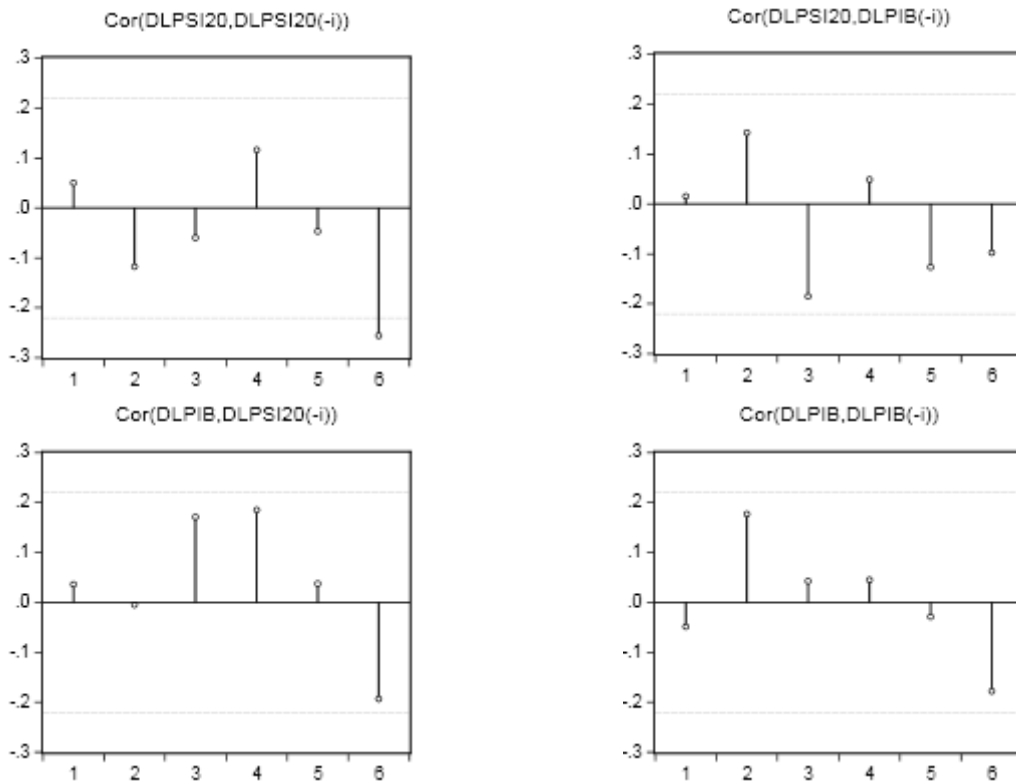
Nota: Os valores entre parêntesis curvos representam o desvio-padrão e entre parêntesis retos as estatísticas t.

Quadro C.0.7: Gráficos dos resíduos



O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.8: Correlograma dos resíduos



Teste de Portmanteau

O teste de hipóteses representa-se da seguinte forma H_0 : não há autocorrelação nos resíduos e H_1 : autocorrelação nos resíduos. Não se rejeita a hipótese nula em nenhum lag.

Quadro C.0.9: Teste de Portmanteau

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.603679	NA*	0.611132	NA*	NA*
2	6.233079	0.1824	6.381267	0.1724	4
3	12.42254	0.1333	12.80577	0.1187	8
4	15.61103	0.2097	16.15778	0.1841	12
5	17.17387	0.3744	17.82210	0.3344	16
6	25.09781	0.1977	26.37161	0.1539	20

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Teste LM

O teste de hipóteses representa-se da seguinte forma H_0 : não há autocorrelação nos resíduos e H_1 : autocorrelação nos resíduos. Não se rejeita a hipótese nula em nenhum lag.

Quadro C.0.10: Teste LM

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.605280	0.3302
2	5.969566	0.2014
3	5.990483	0.1999
4	3.369156	0.4981
5	1.515271	0.8239
6	8.413669	0.0775

Probs from chi-square with 4 df.

Teste de normalidade através do método de Cholesky

O teste de hipóteses representa-se da seguinte forma H_0 : os resíduos estão normalmente distribuídos e H_1 : os resíduos não estão normalmente distribuído. Como se pode observar não se rejeita a hipótese nula com nível de significância de 1% e 5%.

Quadro C.0.11: Teste de normalidade através do método de Cholesky

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.275289	1.035712	1	0.3088
2	-0.607221	5.039139	1	0.0248
Joint		6.074851	2	0.0480
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.944440	0.010547	1	0.9182
2	3.869473	2.582941	1	0.1080
Joint		2.593487	2	0.2734
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.046259	2	0.5927	
2	7.622080	2	0.0221	
Joint	8.668338	4	0.0699	

Teste de heteroscedasticidade – Teste White sem termos cruzados

O teste de hipóteses representa-se da seguinte forma H_0 : homocedasticidade e H_1 : heterocedasticidade. Como se pode observar não se rejeita a hipótese nula.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

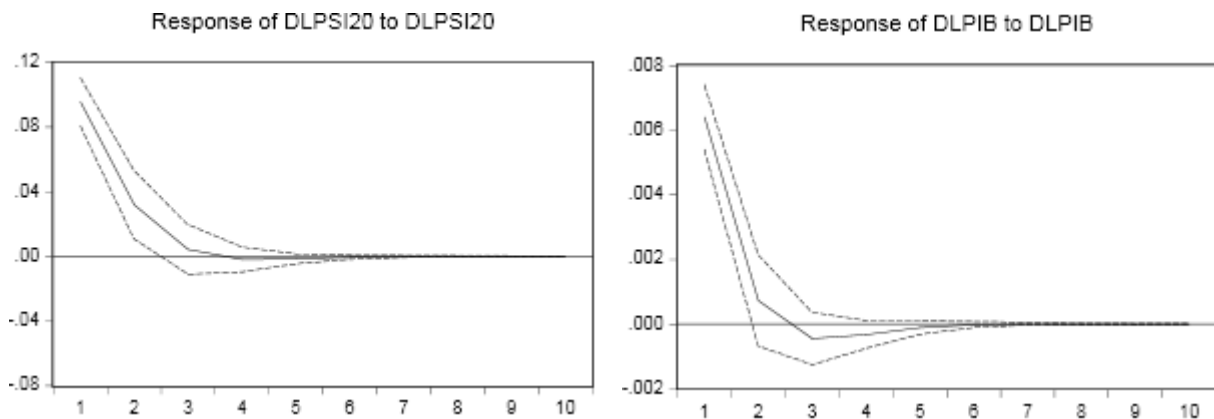
Quadro C.0.12: Teste de heteroscedade – Teste White sem termos cruzados

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
21.82099	18	0.2400			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(6,75)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.023147	0.296188	0.9369	1.898019	0.9288
res2*res2	0.187874	2.891695	0.0137	15.40564	0.0173
res2*res1	0.067250	0.901232	0.4987	5.514496	0.4797

Quadro C. 0.13: Causalidade à Granger

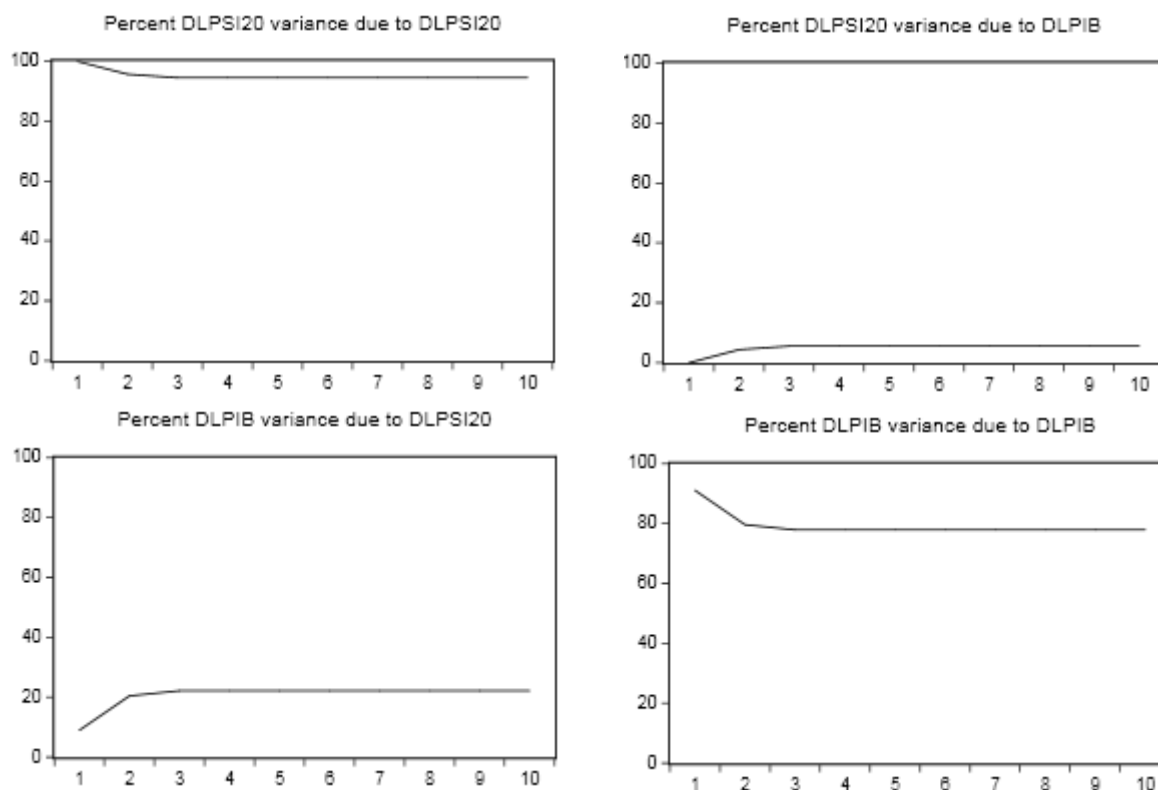
Dependent variable: DLPSI20			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPIB	4.618081	1	0.0316
All	4.618081	1	0.0316
Dependent variable: DLPIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPSI20	9.909731	1	0.0016
All	9.909731	1	0.0016

Quadro C. 0.14: Função Impulso-resposta



O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C. 0.15: Decomposição da variância



Modelo 2

Quadro C.0.16: Critérios de informação com 6 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	250.1272	NA	4.67e-06	-6.598033	-6.411217	-6.523510
1	314.3509	119.7684	9.18e-07	-8.225699	-7.914339*	-8.101494
2	316.9066	4.627917	9.55e-07	-8.186664	-7.750760	-8.012777
3	327.9996	19.48768	7.90e-07	-8.378367	-7.817919	-8.154797*
4	329.2891	2.195733	8.51e-07	-8.305112	-7.620119	-8.031860
5	337.6300	13.75108*	7.59e-07*	-8.422431*	-7.612895	-8.099497
6	338.0488	0.667914	8.40e-07	-8.325644	-7.391563	-7.953027

Nota: * indica o número ótimo de lags

Quadro C.0.17: Critérios de informação com 4 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	258.3648	NA	4.48e-06	-6.641179	-6.457174	-6.567641
1	323.5317	121.7593	8.95e-07	-8.250835	-7.944160*	-8.128273
2	326.1845	4.816918	9.28e-07	-8.215383	-7.786037	-8.043795
3	337.9429	20.73183*	7.58e-07*	-8.419550*	-7.867534	-8.198938*
4	339.1579	2.078310	8.17e-07	-8.346261	-7.671575	-8.076624

Nota: * indica o número ótimo de lags

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C. 0.18: Teste de Wald com 6 lags

	DLPSI20	D4LPIB	Joint
Lag 1	6.619482 [0.036526]	74.29392 [1.11e-16]	80.37611 [1.11e-16]
Lag 2	3.991497 [0.135912]	0.946209 [0.623065]	4.359617 [0.359519]
Lag 3	3.909145 [0.141625]	7.737585 [0.020884]	12.74132 [0.012611]
Lag 4	2.159335 [0.339708]	5.382466 [0.067797]	8.589061 [0.072233]
Lag 5	2.244392 [0.325564]	3.471007 [0.176311]	5.837136 [0.211646]
Lag 6	0.294772 [0.862961]	0.388518 [0.823444]	0.669862 [0.954993]
df	2	2	4

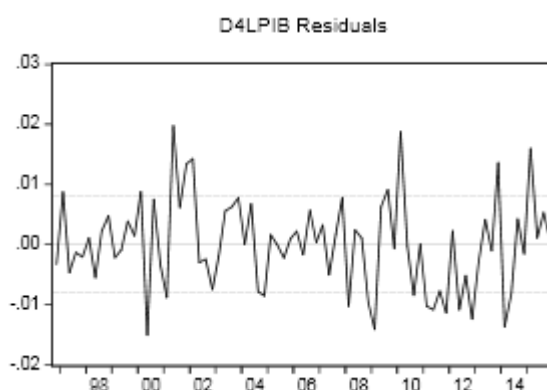
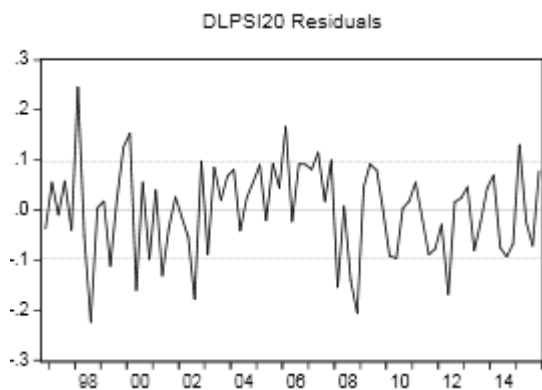
O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.19: Modelo 2 - VAR(3)

	DLPSI20	D4LPIB
DLPSI20(-1)	0.301272 (0.12081) [2.49372]	0.039498 (0.01008) [3.91870]
DLPSI20(-2)	-0.225775 (0.13328) [-1.69398]	-0.008862 (0.01112) [-0.79697]
DLPSI20(-3)	-0.081928 (0.12752) [-0.64246]	0.033931 (0.01084) [3.18949]
D4LPIB(-1)	-0.178287 (1.29878) [-0.13727]	0.878431 (0.10835) [8.10728]
D4LPIB(-2)	1.594398 (1.78562) [0.89291]	0.072602 (0.14697) [0.48737]
D4LPIB(-3)	-2.681200 (1.27509) [-2.10275]	-0.202167 (0.10637) [-1.90052]
C	0.142467 (0.04573) [3.11543]	0.004669 (0.00381) [1.22387]
SD	-0.098896 (0.05058) [-1.95537]	0.003594 (0.00422) [0.85177]
SD2	-0.056008 (0.04419) [-1.26745]	-0.006783 (0.00389) [-1.84006]
R-squared	0.283884	0.907627
Adj. R-squared	0.199636	0.896759
Sum sq. resids	0.638790	0.004446
S.E. equation	0.096922	0.008086
F-statistic	3.369593	83.51804
Log likelihood	75.23317	266.4883
Akaike AIC	-1.720342	-8.887956
Schwarz SC	-1.446391	-8.414004
Mean dependent	-0.003465	0.010439
S.D. dependent	0.108338	0.025165

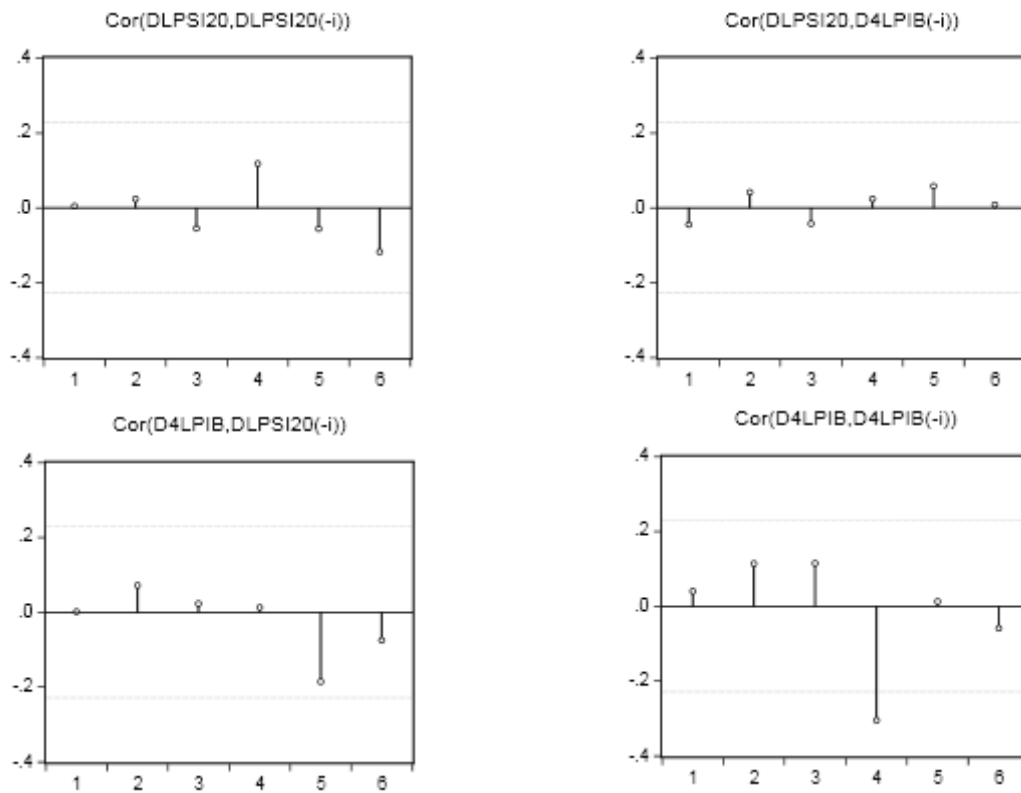
Nota: Os valores entre parêntesis curvos representam o desvio-padrão e entre parêntesis retos as estatísticas t.

Quadro C.0.20: Gráficos dos resíduos



O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.21: Correlograma dos resíduos



Quadro C.0.22: Teste de Portmanteau

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.371214	NA*	0.376099	NA*	NA*
2	1.602745	NA*	1.640471	NA*	NA*
3	3.131494	NA*	3.231195	NA*	NA*
4	12.08602	0.0167	12.67639	0.0130	4
5	15.24849	0.0545	16.05847	0.0416	8
6	16.80996	0.1569	17.75189	0.1234	12

Quadro C.0.23: Teste LM

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.518085	0.8234
2	5.605871	0.2306
3	2.613599	0.6244
4	11.02912	0.0262
5	3.769840	0.4380
6	1.943524	0.7461

Probs from chi-square with 4 df.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.24: Teste de normalidade através do método de Cholesky

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.223457	0.640805	1	0.4234
2	0.396134	2.013833	1	0.1559
Joint		2.654639	2	0.2652
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.913332	0.024099	1	0.8766
2	3.387533	0.481834	1	0.4876
Joint		0.505933	2	0.7765
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.664904	2	0.7172	
2	2.495667	2	0.2871	
Joint	3.160571	4	0.5313	

Quadro C.0.25: Teste de heteroscedade – Teste White sem termos cruzados

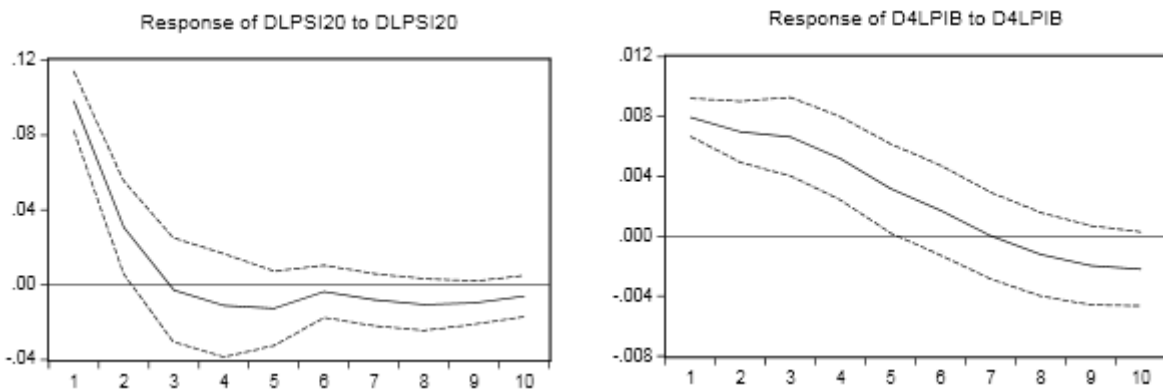
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
54.03726	42	0.1009			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(14,62)	Prob.	Chi-sq(14)	Prob.
res1*res1	0.208497	1.166571	0.3229	16.05428	0.3101
res2*res2	0.162783	0.861060	0.6027	12.53427	0.5635
res2*res1	0.276781	1.694845	0.0798	21.31213	0.0939

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

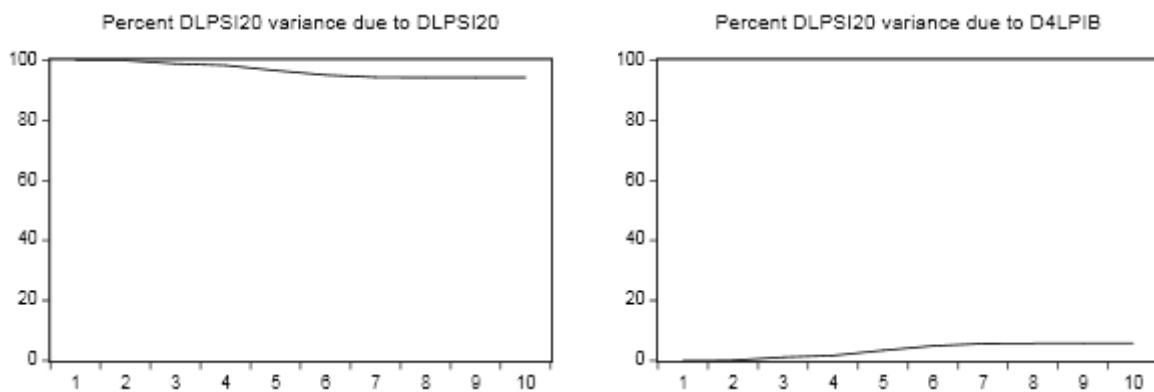
Quadro C. 0.26: Causalidade à Granger

Dependent variable: DLPSI20			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D4LPIB	7.116353	3	0.0683
All	7.116353	3	0.0683
Dependent variable: D4LPIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPSI20	21.94960	3	0.0001
All	21.94960	3	0.0001

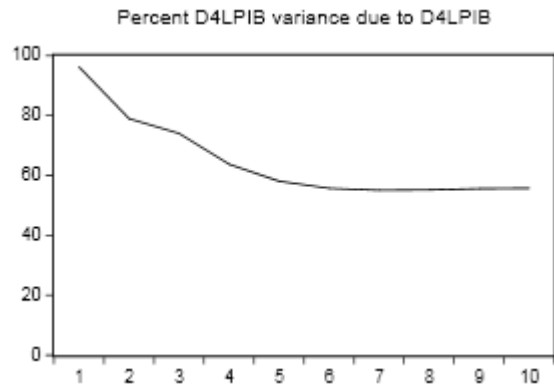
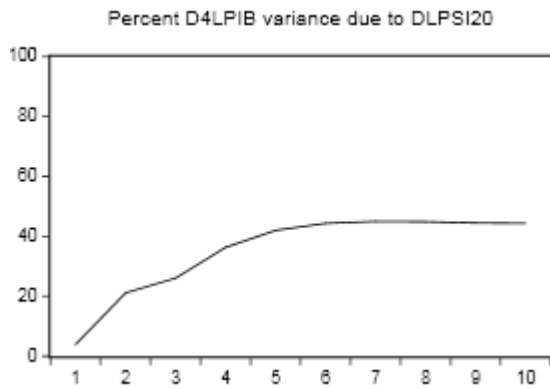
Quadro C.0.27: Função Impulso-resposta



Quadro C.0.28: Decomposição da variância



O Mercado Acionista como Indicador Avançado



Modelo 3

Quadro C.0.29: Critérios de informação com 6 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	352.8045	NA	5.74e-07	-8.696220	-8.148318*	-8.477064
1	361.0032	14.05502*	5.16e-07*	-8.805279	-8.135620	-8.537421*
2	365.0589	6.741824	5.17e-07	-8.806724	-8.015309	-8.490165
3	369.2338	6.723257	5.16e-07	-8.811267*	-7.898097	-8.446007
4	371.9564	4.242995	5.36e-07	-8.778088	-7.743161	-8.364126
5	375.4103	5.203313	5.47e-07	-8.763904	-7.607221	-8.301241
6	379.9159	6.553654	5.44e-07	-8.777038	-7.498598	-8.265673

Nota: * indica o número ótimo de lags

Quadro C.0.30: Critérios de informação com 4 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	362.8996	NA	5.54e-07	-8.731635	-8.191761*	-8.515345
1	371.1287	14.16659*	4.99e-07*	-8.838702*	-8.178855	-8.574347*
2	374.7938	6.123986	5.04e-07	-8.830223	-8.050405	-8.517804
3	378.2913	5.666761	5.13e-07	-8.817501	-7.917710	-8.457017
4	380.5198	3.497932	5.38e-07	-8.772653	-7.752891	-8.364105

Nota: * indica o número ótimo de lags

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C. 0.31: Teste de Wald com 6 lags e com 4 lags

Chi-squared test statistics for lag exclusion: Numbers in [] are p-values			
	DLPSI20	DLPiB	Joint
Lag 1	10.85298 [0.004881]	13.47119 [0.001188]	18.02089 [0.001223]
Lag 2	5.955277 [0.050913]	4.377669 [0.112047]	8.488478 [0.075849]
Lag 3	2.906295 [0.233833]	1.027995 [0.598100]	5.347084 [0.253501]
Lag 4	1.102011 [0.578370]	5.371733 [0.068182]	5.572927 [0.233393]
Lag 5	2.993937 [0.223808]	0.649867 [0.722648]	4.234484 [0.375201]
Lag 6	0.802541 [0.739877]	5.614408 [0.060374]	6.884985 [0.142093]
df	2	2	4

Chi-squared test statistics for lag exclusion: Numbers in [] are p-values			
	DLPSI20	DLPiB	Joint
Lag 1	11.88992 [0.002894]	11.61452 [0.003008]	17.57188 [0.001498]
Lag 2	3.885889 [0.143281]	2.615978 [0.270384]	4.992933 [0.288023]
Lag 3	3.202122 [0.071682]	0.895732 [0.638990]	5.005333 [0.286751]
Lag 4	1.387777 [0.499629]	2.598454 [0.272743]	3.580333 [0.488764]
df	2	2	4

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

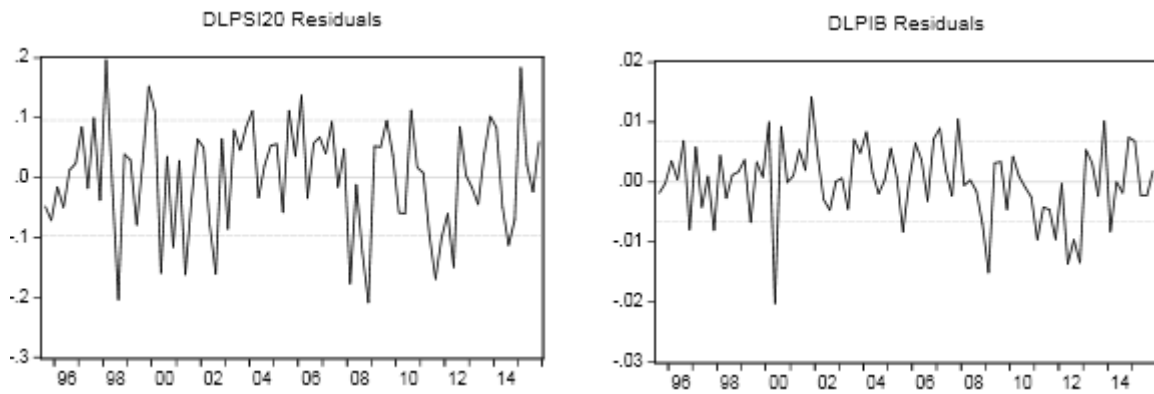
Quadro C.0.32: Modelo 3 - VAR(1)

	DLPSI20	DLPIB
DLPSI20(-1)	0.401810 (0.11439) [3.51278]	0.021047 (0.00798) [2.63831]
DLPIB(-1)	-2.090064 (1.75199) [-1.19297]	0.058839 (0.12218) [0.56340]
C	0.081908 (0.03446) [2.37709]	0.008051 (0.00240) [2.51818]
SD	-0.049880 (0.04857) [-1.02897]	-0.000823 (0.00339) [-0.24304]
SD2	-0.033544 (0.04672) [-0.71801]	-0.004426 (0.00326) [-1.35852]
DIR	-0.023328 (0.02004) [-1.18388]	0.001290 (0.00140) [0.92251]
DLCT	-0.051882 (0.72073) [-0.07199]	0.044323 (0.05026) [0.88180]
DLER	-0.182487 (1.37050) [-0.13315]	-0.085418 (0.09558) [-0.89369]
DLM1	-0.525258 (0.42902) [-1.22432]	0.052598 (0.02992) [1.75796]
DLM3	-0.330941 (0.66246) [-0.49957]	-0.030884 (0.04620) [-0.66846]
DLBM	-0.330371 (0.30368) [-1.08790]	-0.019628 (0.02118) [-0.92668]
R-squared	0.277690	0.425580
Adj. R-squared	0.175956	0.344678
Sum sq. resids	0.654628	0.003184
S.E. equation	0.098021	0.006897
F-statistic	2.729574	5.260299
Log likelihood	81.69376	300.0573
Akaike AIC	-1.724238	-7.050179
Schwarz SC	-1.401385	-6.727326
Mean dependent	-0.002091	0.002810
S.D. dependent	0.105777	0.008272
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.62E-07
Determinant resid covariance		2.71E-07
Log likelihood		387.2581
Akaike information criterion		-8.908734
Schwarz criterion		-8.263029

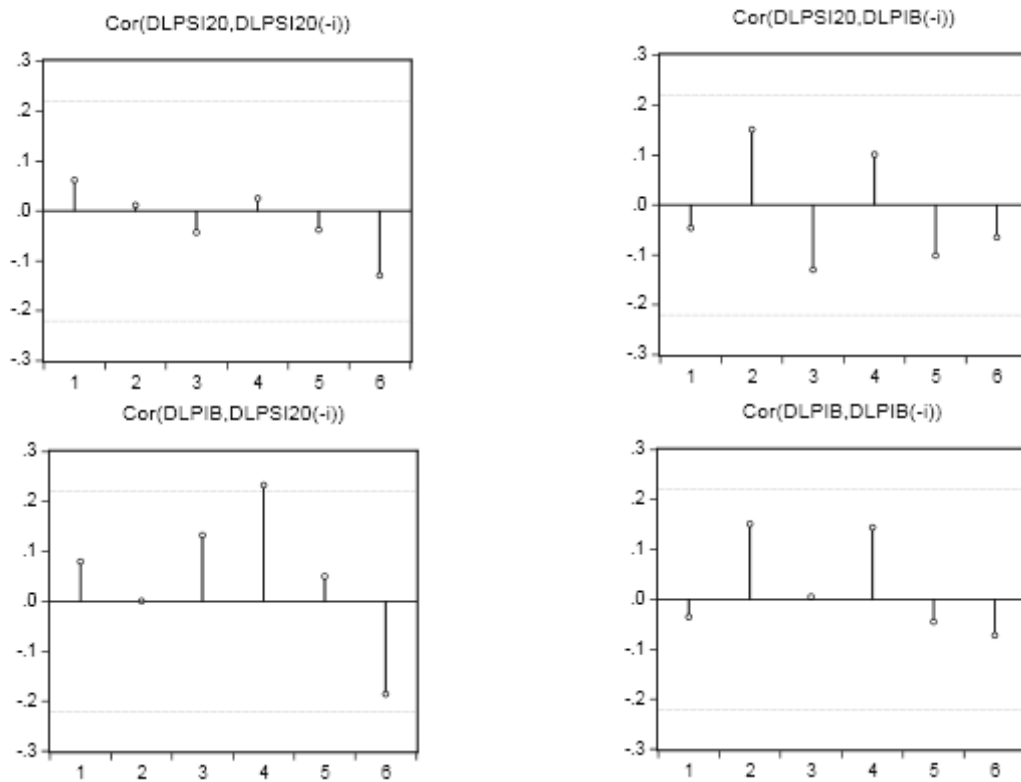
Nota: Os valores entre parêntesis curvos representam o desvio-padrão e entre parêntesis retos as estatísticas t.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.33: Quadro C.0.34: Gráficos dos resíduos



Quadro C.0.35: Correlograma dos resíduos



O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.36: Teste de Portmanteau

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.230368	NA*	1.245558	NA*	NA*
2	4.302332	0.3666	4.394321	0.3553	4
3	7.726543	0.4606	7.948565	0.4385	8
4	13.37081	0.3427	13.88228	0.3083	12
5	14.69883	0.5468	15.29653	0.5030	16
6	17.93280	0.5918	18.78582	0.5358	20

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Quadro C.0.37: Teste LM

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.275692	0.2602
2	3.126954	0.5368
3	3.413633	0.4911
4	6.074576	0.1936
5	1.354638	0.8520
6	3.468258	0.4827

Probs from chi-square with 4 df.

Quadro C.0.38: Teste de normalidade através do método de Cholesky

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.336669	1.549060	1	0.2133
2	-0.684886	6.410616	1	0.0113
Joint		7.959676	2	0.0187
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.650827	0.416566	1	0.5187
2	3.503807	0.867222	1	0.3517
Joint		1.283789	2	0.5263
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.965627	2	0.3743	
2	7.277838	2	0.0263	
Joint	9.243465	4	0.0553	

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

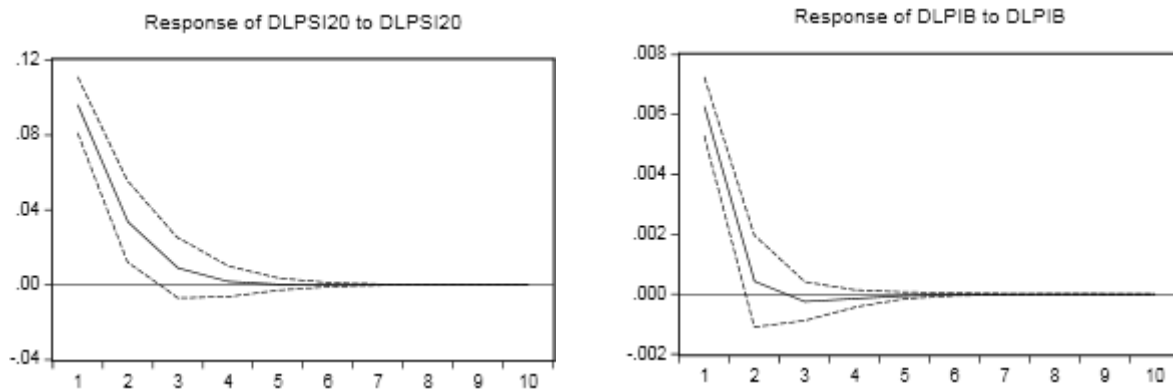
Quadro C.0.39: Teste de heteroscedade – Teste White sem termos cruzados

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
55.69072	54	0.4110			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(18,63)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.125761	0.503484	0.9469	10.31244	0.9212
res2*res2	0.374636	2.096739	0.0163	30.72014	0.0310
res2*res1	0.199028	0.869691	0.6147	16.32030	0.5702

Quadro C.0.40: Causalidade à Granger

Dependent variable: DLPSI20			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPIB	1.423174	1	0.2329
All	1.423174	1	0.2329
Dependent variable: DLPIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPSI20	6.960699	1	0.0083
All	6.960699	1	0.0083

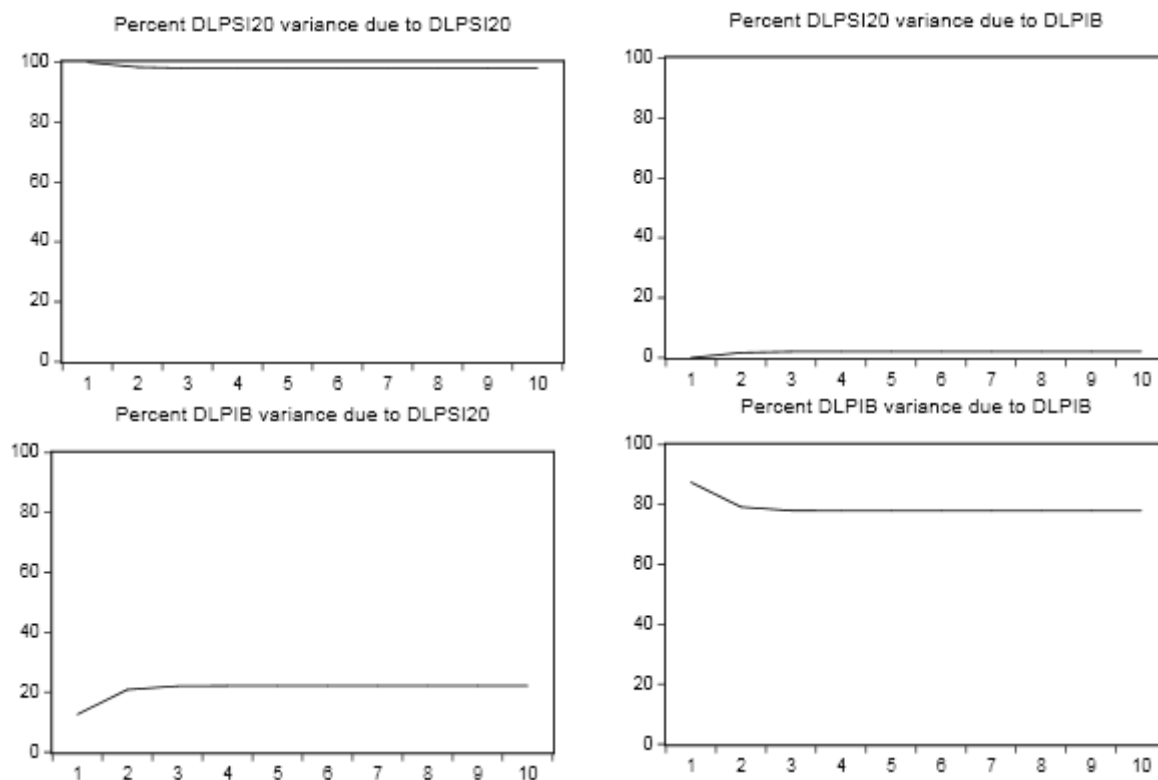
Quadro C.0.41: Função Impulso-resposta



Decomposição da variância

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.42: Decomposição da variância



Modelo 4

Quadro C.0.43: Critérios de informação com 6 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	269.6671	NA	3.82e-06	-6.801814	-6.241366	-6.578244
1	323.5166	91.68964	9.95e-07	-8.149097	-7.464105*	-7.875845
2	325.2382	2.838318	1.06e-06	-8.087519	-7.277982	-7.764585
3	337.9335	20.24380	8.42e-07	-8.322526	-7.388445	-7.949910*
4	338.2056	0.419176	9.37e-07	-8.221772	-7.163147	-7.799473
5	347.2885	13.50162*	8.22e-07*	-8.359147*	-7.175979	-7.887167
6	348.9225	2.340633	8.84e-07	-8.295202	-6.987490	-7.773540

Nota: * indica o número ótimo de lags

Quadro C.0.44: Critérios de informação com 4 lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	278.2539	NA	3.64e-06	-6.848788	-6.296772	-6.628176
1	333.0389	93.71110	9.59e-07	-8.185234	-7.510548*	-7.915597
2	334.5893	2.570495	1.03e-06	-8.120772	-7.323416	-7.802110
3	347.4717	20.67951*	8.15e-07*	-8.354517*	-7.434491	-7.986830*
4	347.7836	0.484339	9.03e-07	-8.257463	-7.214767	-7.840751

Nota: * indica o número ótimo de lags

Quadro 0.45: Teste de Wald com 6 lags

Chi-squared test statistics for lag exclusion: Numbers in [] are p-values			
	DLPSI20	D4LPIB	Joint
Lag 1	5.303044 [0.070544]	61.29270 [4.91e-14]	66.53174 [1.22e-13]
Lag 2	2.995089 [0.223679]	1.209540 [0.546200]	3.571920 [0.467027]
Lag 3	3.820991 [0.183573]	7.391621 [0.024827]	12.75396 [0.012543]
Lag 4	0.923872 [0.630083]	5.671918 [0.058662]	7.357893 [0.118141]
Lag 5	2.155464 [0.340367]	3.600699 [0.165241]	5.743564 [0.219135]
Lag 6	0.289086 [0.874115]	1.748319 [0.417213]	2.384437 [0.665442]
df	2	2	4

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

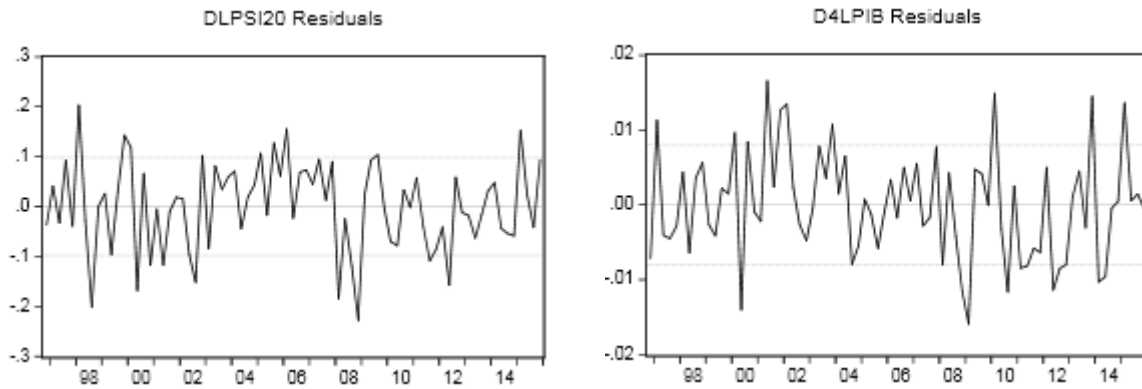
Quadro C.0.46: Modelo 4 - VAR(3)

	DLPSI20	D4LPIB
DLPSI20(-1)	0.308313 (0.12582) [2.45047]	0.035827 (0.01019) [3.51556]
DLPSI20(-2)	-0.168607 (0.14450) [-1.18881]	-0.012178 (0.01170) [-1.04048]
DLPSI20(-3)	-0.079741 (0.13227) [-0.60289]	0.034292 (0.01071) [3.20090]
D4LPIB(-1)	0.111016 (1.35211) [0.08211]	0.852487 (0.10952) [7.78392]
D4LPIB(-2)	1.808165 (1.84063) [0.87262]	0.070887 (0.14909) [0.47413]
D4LPIB(-3)	-2.867397 (1.36591) [-2.09928]	-0.208670 (0.11064) [-1.88608]
C	0.151530 (0.05275) [2.87281]	0.001367 (0.00427) [0.31990]
SD	-0.090090 (0.05612) [-1.60530]	0.001618 (0.00455) [0.35550]
SD2	-0.069016 (0.05305) [-1.30096]	-0.002124 (0.00430) [-0.49436]
DIR	-0.025924 (0.02293) [-1.13069]	0.000886 (0.00186) [0.47724]
DLCT	0.081373 (0.86355) [0.07107]	0.091668 (0.08995) [1.31054]
DLER	0.593139 (1.53774) [0.38572]	-0.146274 (0.12455) [-1.17438]
DLM1	-0.668643 (0.46964) [-1.42375]	0.066756 (0.03804) [1.75489]
DLM3	0.150406 (0.74640) [0.20151]	0.007961 (0.08046) [0.13168]
DLBM	-0.234971 (0.32781) [-0.71879]	0.006974 (0.02655) [0.26266]
R-squared	0.329884	0.918515
Adj. R-squared	0.178568	0.900115
Sum sq. resids	0.597757	0.003922
S.E. equation	0.098190	0.007953
F-statistic	2.180093	49.91987
Log likelihood	77.78922	271.3150
Akaike AIC	-1.630889	-6.657532
Schwarz SC	-1.174303	-6.200946
Mean dependent	-0.003465	0.010439
S.D. dependent	0.108338	0.025165
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.60E-07
Determinant resid covariance		3.63E-07

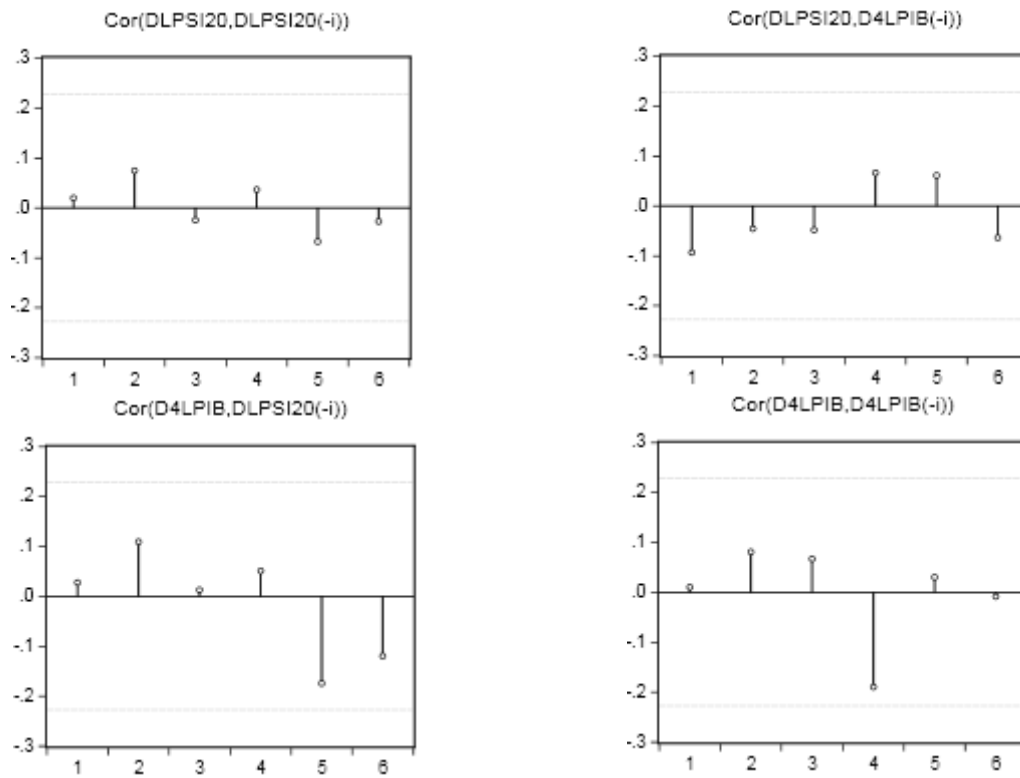
Nota: Os valores entre parêntesis curvos representam o desvio-padrão e entre parêntesis retos as estatísticas t.

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.47: Gráficos dos resíduos



Quadro C.0.48: Correlograma dos resíduos



Quadro 0.49: Teste de Portmanteau

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.970773	NA*	0.983546	NA*	NA*
2	2.851853	NA*	2.914789	NA*	NA*
3	3.588919	NA*	3.681736	NA*	NA*
4	8.497655	0.0750	8.859443	0.0647	4
5	11.70095	0.1651	12.28519	0.1389	8
6	13.22302	0.3530	13.93588	0.3048	12

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

Quadro C.0.50: Teste LM

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.513811	0.6422
2	8.621657	0.0713
3	0.944418	0.9181
4	5.485540	0.2410
5	3.681952	0.4508
6	1.771057	0.7778

Probs from chi-square with 4 df.

Quadro C.0.51: Teste de normalidade através do método de Cholesky

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.318491	1.301772	1	0.2539
2	0.342776	1.507860	1	0.2195
Joint		2.809632	2	0.2454

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.857350	0.065287	1	0.7983
2	3.159718	0.081844	1	0.7748
Joint		0.147130	2	0.9291

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.367059	2	0.5048
2	1.589704	2	0.4516
Joint	2.956762	4	0.5651

Quadro C.0.52: Teste de heteroscedade – Teste White sem termos cruzados

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
91.15458	78	0.1464

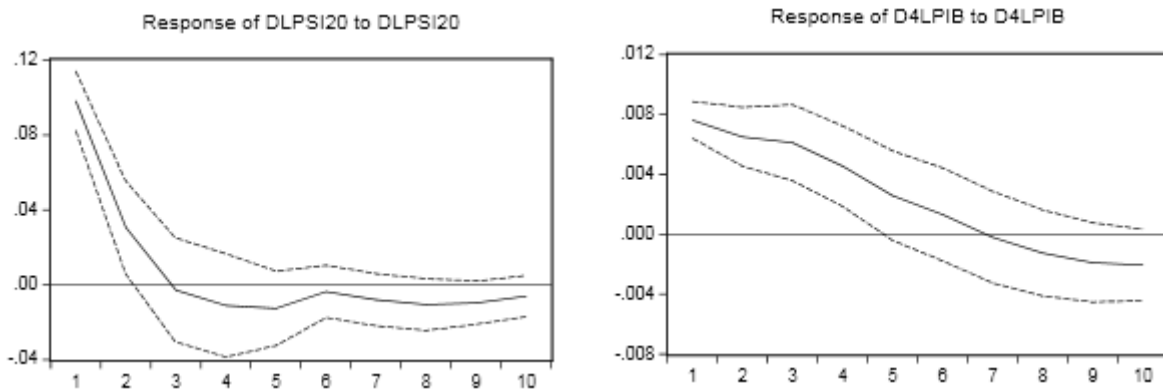
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(26,50)	Prob.	Chi-sq(26)	Prob.
res1*res1	0.262959	0.686108	0.8495	20.24782	0.7797
res2*res2	0.488977	1.840110	0.0320	37.65119	0.0652
res2*res1	0.402254	1.294139	0.2135	30.97358	0.2293

O Mercado Acionista como Indicador Avançado

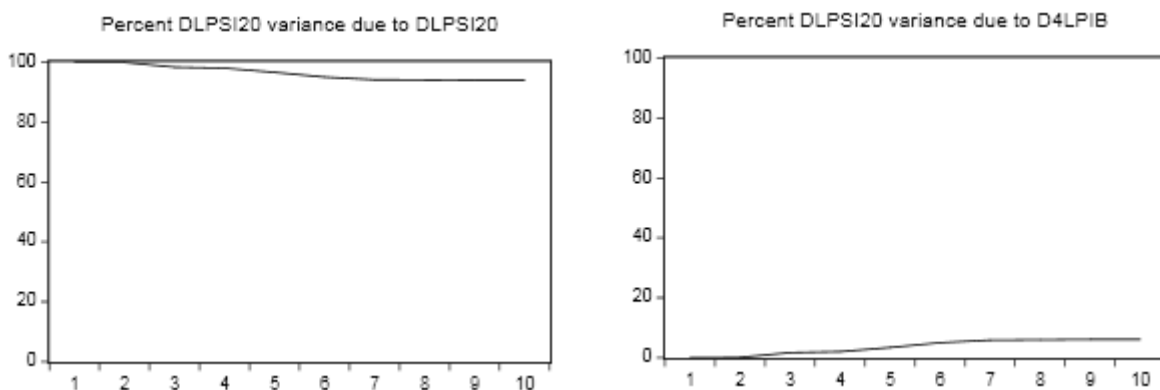
Quadro C.0.53: Causalidade à Granger

Dependent variable: DLPSI20			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D4LPIB	5.461829	3	0.1409
All	5.461829	3	0.1409
Dependent variable: D4LPIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPSI20	18.98371	3	0.0003
All	18.98371	3	0.0003

Quadro C.0.54: Função Impulso-resposta



Quadro C.0.55: Decomposição da variância



O Mercado Acionista como Indicador Avançado

