



LISBON
SCHOOL OF
ECONOMICS &
MANAGEMENT
UNIVERSIDADE DE LISBOA

MESTRADO

DECISÃO ECONÓMICA E EMPRESARIAL

Trabalho Final de Mestrado

Relatório de Estágio

Modelação e Previsão da Despesa em Cuidados de Saúde em
Portugal

Stephanie Nancy da Veiga Jassy Barbosa Rodrigues

Outubro de 2016



LISBON
SCHOOL OF
ECONOMICS &
MANAGEMENT
UNIVERSIDADE DE LISBOA

MESTRADO

DECISÃO ECONÓMICA E EMPRESARIAL

Trabalho Final de Mestrado

Relatório de Estágio

Modelação e Previsão da Despesa em Cuidados de Saúde em
Portugal

Stephanie Nancy da Veiga Jassy Barbosa Rodrigues

Orientação:

Professora Doutora Isabel Proença

Júri:

Presidente: Professora Doutora Maria Cândida Mourão

Orientador: Professora Doutora Isabel Proença

Vogais: Professor Doutor João Dias

Outubro de 2016

"I don't fancy colors of the face, I'm always attracted to colors of the brain."

(Michael Bassey Johnson)

Agradecimentos

Em primeiro lugar eu gostaria de agradecer á minha querida mãe por todo o apoio que me tem dado ao longo da minha jornada não só académica mas também profissional e pessoal. Um grande obrigado ao meu pai por ter sempre acreditado em mim como pessoa mas também como estudante. Nunca deixou de dar o seu apoio apesar da distância. Ao meu irmão agradeço por ter sempre acreditado que eu podia ter um futuro brilhante.

À Professora Doutora Isabel Proença agradeço por ter aceite o convite de poder embarcar comigo neste último desafio do meu percurso académico. Pelo apoio que proporcionou enquanto estive fora do país em missão de trabalho e atenção perante as minhas preocupações relativas ao Trabalho Final de Mestrado.

Gostaria de agradecer ao Professor Doutor Jorge Caiado por me ter oferecido a oportunidade de realizar o estágio na White Noise Consultores e por me ter oferecido sempre as melhores condições de trabalho durante o período de estágio.

Por fim, às Professora Doutora Margarida Pato e Professora Doutora Cândida Mourão gostaria de agradecer também pelo apoio que foi proporcionado durante esta minha jornada.

Acrónimos

ADSE - Assistência na Doença aos Servidores Civis do Estado

ADF - *Augmented Dickey Fuller*

AIC - *Akaike Information Criterion*

AR – *Autoregressive*

ARIMA - *Autoregressive Integrated Moving Average*

ARMA - *Autoregressive Moving Average*

BIC - *Bayesian Information Criterion*

COV – Covariância

CS – Cuidados de Saúde

DCS – Despesa em Cuidados de Saúde

E.P.E - Entidades Públicas Empresariais

EUA - Estados Unidos da América

FAC - Funções Autocorrelação

FACP - Funções Autocorrelação Parcial

INE – Instituto Nacional de Estatística

MA - *Moving Average*

MAE - *Mean Absolute Error*

OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

OECD - *Organization for Economic Co-operation and Development*

OLS - *Ordinary Least Squares*

PIB – Produto Interno Bruto

PPP - Purchasing Power Parity

RESET - *Regression Specification Error Test*

RMSE - *Root Mean Squared Error*

SNS – Serviço Nacional de Saúde

USD - *United States Dollar*

VAR – Variância

Resumo

O estágio realizado na White Noise Consultores teve como principal objetivo a modelação da despesa em cuidados de saúde e a sua previsão recorrendo aos modelos ARIMA. Durante o estágio, foi possível fazer um estudo aprofundado sobre a história do sistema de saúde português, da evolução da despesa em cuidados de saúde, e a evolução dos indicadores de saúde mundial. Dado que o sector da saúde é um dos principais pilares de qualquer sociedade, foi feito um estudo econométrico sobre as variáveis potencialmente explicativas da evolução da despesa em cuidados de saúde em Portugal recorrendo ao modelo de Regressão Linear Múltipla.

Os dados utilizados para a realização deste relatório de estágio, foram encontrados no *site* OECD (Organization for Economic Co-operation and Development) para os anos compreendidos entre 1970 e 2013.

Para realizar a modelização e previsão das despesas em cuidados de saúde bem como para o estudo econométrico das despesas em cuidados de saúde, foi utilizado o *software* Eviews 9.0. O modelo ARIMA (2,1,2) de acordo com os critérios AIC e BIC mostrou ser o melhor modelo para previsões para as despesas em cuidados de saúde (privada, pública e total) em Portugal nos anos 2014 e 2015. O resultado das previsões para as despesas em cuidados de saúde (privada, pública e total) indica que se irá verificar um aumento. Este resultado indicou ser bastante positivo dado que a diferença entre o valor previsto e o valor real da despesa em cuidados de saúde em 2015 foi pequena.

A mortalidade infantil, *proxy* da evolução tecnológica segundo Okunate & Murthy (2002) mostrou ser a variável com maior capacidade de explicação da variação na despesa em cuidados de saúde (privada, pública e total) em Portugal. Assim, a mortalidade parece ser uma boa *proxy* dos efeitos do progresso tecnológico embora Newhose (1992), Okunate & Murthy (2002) afirmarem que é necessário realizar investigações sobre a conceptualização, mensuração e a incorporação destes efeitos para a explicação da evolução da despesa em cuidados de saúde.

Palavras-chave: Despesa em cuidados de saúde em Portugal, ARIMA, previsão, modelo Regressão Linear Múltipla, Eviews

Abstract

The internship done at White Noise Consultores had the main goal to modeling and forecast healthcare expending in Portugal using ARIMA. During the internship it was possible to realize a study of the Portuguese health system history. The evolution of the healthcare expenditure and the evolution of the global health indicators. Since the health care is one of the main pillars of any society, it was made an econometric study of the potentially explanatory variables of expenditure developments in health care in Portugal using the Multiple Linear Regression Model.

The data used to carry out this report were found in the OECD website (Organization for Economic Co-operation and Development) for the years between 1970 and 2013. To perform the modeling and forecasting of costs in health care and the econometric study of costs in health care, it was used the Eviews 9.0 software. The ARIMA (2,1,2) according to the AIC and BIC criteria was the best model to make forecasts for spending on private, public and total health care in Portugal in the years 2014 and 2015. The result of the forecasts for spending on private, public and total health care demonstrated that we will see an increase. This result indicated to be very positive as the difference between the predicted value and the real value of expenditure on health care in 2015 was small.

Infant mortality, proxy of technological according with Okunate & Murthy (2002) proved to be the variable with the greatest capacity for the explanation on the variation of the spending on private health care, public and total health care in Portugal.

Thus, mortality seems to be a good proxy of the effects of technological progress but Newhouse (1992), Okunate & Murthy (2002) claim that it is necessary to carry out investigations regarding the conceptualization, measurement, and the incorporation of these effects to explain the evolution of expenditure in health care.

Keyword: Healthcare spending in Portugal, ARIMA, forecast, Multiple Linear Regression Model, Eviews

Índice

Agradecimentos	I
Acrónimos	II
Resumo	III
Abstract	IV
Índice	V
Índice de Figuras	VII
1- Introdução	1
2 - Caracterização do setor da saúde	3
2.1 Despesa em cuidados de saúde.....	3
2.2 Despesa corrente em saúde e PIB.....	4
2.3 Despesa corrente em CS pública e privada.....	5
2.4 Despesa corrente por prestador de cuidados de saúde.....	5
2.5 Despesa corrente por agentes financiadores.....	6
3 - Revisão bibliográfica	9
3.1 Variáveis explicativas do crescimento na despesa em saúde.....	9
3.1.1 Rendimento.....	9
3.1.2 Envelhecimento da população.....	10
3.1.3 Tecnologia.....	12
4 - Metodologia	13
4.1 Modelos ARMA.....	13
4.2 Modelo de regressão linear múltipla.....	15
5 - Caracterização dos dados e das variáveis	16
5.1 Variáveis dependentes e independentes.....	16
6 - Resultados e discussão	17
6.1 Modelos de previsão ARIMA.....	17
6.1.1 Estimação.....	18
6.1.2 Avaliação de adequação.....	20
6.1.3 Previsão.....	21
6.2 Modelo de regressão linear múltipla.....	23
6.2.1 Correlações.....	23
6.1.2 Estimação.....	24
Despesa em cuidados de saúde privada.....	25
Despesa em cuidados de saúde pública.....	28

Despesa em cuidados de saúde total.....	30
6.2.3 Interpretação dos coeficientes.....	32
Conclusão	34
Referências bibliográficas	36
Axenos	40
Séries temporais (1970-2013).....	40
Testes raiz unitária Dickey-Fuller	41
Correlogramas.....	43
Estimação de modelos ARIMA	45
Estimação de modelos Regressão Linear Múltipla.....	50

Índice de Figuras

Figura 1 - Evolução da Despesa em Cuidados de Saúde	3
Figura 2 – Evolução (%) do PIB per-capita vs Despesa em cuidados de Saúde Total.....	4
Figura 3 - Despesa Corrente Total em Cuidados de Saúde	5
Figura 4 - Despesa Corrente por Agente Financiador	6
Figura 5 - Despesa corrente por agente financiador	7
Figura 6 - Despesa corrente do SNS no sector público	7
Figura 7 - Despesa corrente do SNS no sector privado	8
Figura 8 - Modelo Box-Jenkins.....	13
Figura 9 - Gráfico do logaritmo das variáveis dependentes e independentes	17
Figura 10 - Modelos ARIMA.....	19
Figura 11 -Modelo 7 ARIMA DLOGDESP_PR	19
Figura 12 – Modelo 7 ARIMA (2,1,2) DLOGDESP_PU	19
Figura 13 - Modelo 7 ARIMA DLOGDESP_T	20
Figura 14 - Resíduos dlogddesp_pr	21
Figura 15 – Resíduos dlogddesp_pu	21
Figura 16 – Resíduos dlogddesp_t	21
Figura 17 – Avaliação da previsão FARMADLOGDESP_PR_APARCIA	22
Figura 18 - Avaliação da previsão FARMADLOGDESP_PU_APARCIA	22
Figura 19 - Avaliação da previsão FARMADLOGDESP_T_APARCIAL	22
Figura 20 - Previsão das Despesas em Cuidados de Saúde	22
Figura 21 - Correlações DLOGDESP_PR	24
Figura 22 - Correlações DLOGDESP_PU.....	24
Figura 23 - Correlações DLOGDESP_T	24
Figura 24 – Correlações	24
Figura 25 -Teste Wald 1, Modelo1 DLOGDESP_PR.....	25
Figura 26 – Teste Wald 2, Modelo1 DLOGDESP_PR.....	25
Figura 27 - Modelo 1 RLM DLOGDESP_PR.....	25
Figura 28 – Teste Breusch-Godfrey Modelo 1 DLOGDESP_PR	25
Figura 29 - Teste Reset Modelo 1 DLOGDESP_PR	25
Figura 30 – Teste Breusch-Godfrey, Modelo 2 DLOGDESP_PR.....	26
Figura 31 – Teste Reset, Modelo 2 DLOGDESP_PR	26
Figura 32 - Modelo 2 RLM DLOGDESP_PR.....	26
Figura 33 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 3 DLOGDESP_PR.....	27
Figura 34 - Teste Reset, Modelo 3 DLOGDESP_PR	27
Figura 35 - Modelo 3 RLM DLOGDESP_PR.....	27
Figura 36 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 4 DLOGDESP_PR.....	27
Figura 37 - Teste Reset, Modelo 4 DLOGDESP_PR	27
Figura 38 - Modelo 4 RLM DLOGDESP_PR.....	27
Figura 39 - Teste Wald 1, Modelo1 DLOGDESP_PU	28
Figura 40 - Teste Wald 2, Modelo1 DLOGDESP_PU	28

Figura 41 - Modelo 1 RLM DLOGDESP_PU	28
Figura 42 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 1 DLOGDESP_PU	28
Figura 43 - Teste Reset, Modelo 1 DLOGDESP_PU	28
Figura 44 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 2 DLOGDESP_PU	29
Figura 45 - Teste Reset, Modelo 2 DLOGDESP_PU	29
Figura 46 - Modelo 2 RLM DLOGDESP_PU	29
Figura 47 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 3 DLOGDESP_PU	29
Figura 48 - Teste Reset, Modelo 3 DLOGDESP_PU	29
Figura 49 - Modelo 3 RLM DLOGDESP_PU	29
Figura 50 - Teste Wald 1, Modelo1 DLOGDESP_T	30
Figura 51 - Teste Wald 2, Modelo1 DLOGDESP_T	30
Figura 52 - Modelo 1 RLM DLOGDESP_T	30
Figura 53 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 1 DLOGDESP_T	30
Figura 54 - Teste Reset, Modelo 1 DLOGDESP_T	30
Figura 55 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 2 DLOGDESP_T	31
Figura 56 - Teste Reset, Modelo 2 DLOGDESP_T	31
Figura 57 - Modelo 2 RLM DLOGDESP_T	31
Figura 58 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 3 DLOGDESP_T	31
Figura 59 - Teste Reset, Modelo 3 DLOGDESP_T	31
Figura 60 - Modelo 3 RLM DLOGDESP_T	31
Figura 61 – Interpretação dos coeficientes dos modelos estimados	32
Figura 62 - Teste raiz unitária LOGD_PR	33
Figura 63 - Teste raiz unitária DLOGDESP_PR	41
Figura 64 - Teste raiz unitária LOGD_PU	42
Figura 65 - Teste raiz unitária LOGDESP_PU	41
Figura 66 - Teste raiz unitária LOGD_TO	42
Figura 67 - Teste raiz unitária DLOGDESP_T	41
Figura 68 - Teste raiz unitária MORT_INFA	42
Figura 69 - Teste raiz unitária LP_15	41
Figura 70 - Teste raiz unitária DLP_15	42
Figura 71 - Teste raiz unitária DDLP_15	41
Figura 72 - Teste raiz unitária LP_65	42
Figura 73 - Teste raiz unitária DLP_65	42
Figura 74 - Teste raiz unitária LESP_VIDA	43
Figura 75 - Teste raiz unitária DLESP_VIDA	42
Figura 76 - Teste raiz unitária LPIB_P	43
Figura 77 - Teste raiz unitária DLPIB_P	42
Figura 78 - Teste raiz unitária LPO_R	43
Figura 79 - Teste raiz unitária DLPO_R	42
Figura 80 - Correlograma LOGD_PR	44
Figura 81 - Correlograma DLOGDESP_PR	43
Figura 82 - Correlograma, Modelo 7 ARIMA DLOGDES_PR	43
Figura 83 - Correlograma LOGD_PU	45
Figura 84 - Correlograma DLOGDESP_PU	44

Figura 85 – Correlograma, Modelo 7 ARIMA DLOGDES_PU	44
Figura 86 - Correlograma LOGD_TO	45
Figura 87 - Correlograma DLOGDESP_T	44
Figura 88 – Correlograma, Modelo 7 ARIMA DLOGDES_T	45
Figura 89 - Modelos ARIMA DLOGDESP_PR	45
Figura 90 - Modelos ARIMA DLOGDESP_PU	45
Figura 91 - Modelos ARIMA DLOGDESP_T	46
Figura 92 - DLOGDESP_PR AR (1)	47
Figura 93 - DLOGDESP_PR MA (1)	46
Figura 94 – DLOGDESP_PR AR (1) MA (1)	48
Figura 95 - DLOGDESP_PR MA (2)	46
Figura 96 - DLOGDESP_PR AR (1) MA (1)	47
Figura 97 - DLOGDESP_PR AR (2) MA (1)	49
Figura 98 - DLOGDESP_PR AR (2)	47
Figura 99 - DLOGDESP_PU AR (1)	49
Figura 100 - DLOGDESP_PU MA (1)	48
Figura 101 - DLOGDESP_PU AR (1) MA (1)	48
Figura 102 - DLOGDESP_PU MA (2)	49
Figura 103 - DLOGDESP_PU AR (1) MA (2)	48
Figura 104 - DLOGDESP_PU AR (2) MA (1)	50
Figura 105 - DLOGDESP_PU AR (2)	49
Figura 106 - DLOGDESP_T AR (1)	50
Figura 107 - DLOGDESP_T MA (1)	49
Figura 108 - DLOGDESP_T AR (1) MA (1)	51
Figura 109 - DLOGDESP_T MA (2)	49
Figura 110 - DLOGDESP_T AR (1) MA (2)	51
Figura 111 - DELOGDESP_T AR (2) MA (1)	50
Figura 112 - DLOGDESP_PR AR (2)	50
Figura 113 - Modelo 5 RLM DLOGDESP_PR	52
Figura 114 - Modelo 4 RLM DLOGDESP_PU	50
Figura 115 - Modelo 4 RLM DLOGDESP_T	51

1- Introdução

O estado de saúde de uma população é composta por várias áreas interligadas direta e indirectamente, com a economia de um país. Quanto melhor for o estado de saúde de uma população maior será o nível de produtividade e, conseqüentemente, o PIB per-capita do próprio país. Dado que uma população saudável tende a ser mais produtiva do que uma população menos saudável, isso implicará uma diminuição na despesa em serviços de saúde, e irá fazer com que os recursos financeiros do país sejam alocados para outras áreas que permitam aumentar cada vez mais o nível de produtividade do país e assim sendo, a sua riqueza Paulo (2010).

Cada sector presente no mercado económico tem características específicas e o sector da saúde não foge à regra. Barros (2013) denota que uma das várias características deste sector é a *incerteza*: “Quando será necessário recorrer aos cuidados de saúde? Quanto custará o serviço? O tratamento será o mais apropriado? Este terá ou não os efeitos desejados?” Entre outras questões. Estas questões dificultam a previsão do comportamento da economia no sector da saúde. Apesar de ser um mercado como qualquer outro, ou seja, funcionar através da lei da procura e da oferta, Barros (2013) destaca para o facto de o consumo de serviços de saúde não se equiparar com o consumo de outros bens pois, o acesso a este serviço é tão importante como a alimentação.

Cada vez mais os valores éticos são incorporados na economia da saúde, uma vez que, conceitos como a acessibilidade e equidade e as suas conseqüências na vertente política têm presentes dificuldades intrínsecas à sua quantificação (Barros, 2013).

Deste modo, o presente estudo tem como finalidade a modelação e previsão da despesa em cuidados de saúde com recurso ao modelo ARIMA. Para realização de uma análise econométrica da evolução da despesa em cuidados de saúde privada, pública e total em Portugal utiliza-se o modelo Regressão Linear Múltipla. Todos os resultados para a realização deste estudo foram extraídos a partir do *software* Eviews 9.0.

Este relatório está dividido em 6 capítulos.

No capítulo 1 temos a introdução onde se encontra o objetivo, a apresentação do problema a ser tratado neste relatório de estágio e a estrutura do mesmo.

No capítulo 2 encontra-se a caracterização do sector da saúde. Este está subdividido em 5 subcapítulos que contêm o enquadramento da evolução do sistema de saúde português bem como estudos estatísticos referentes à evolução da despesa em cuidados de saúde em Portugal.

O capítulo 3 inclui a revisão bibliográfica que contém a revisão da literatura das variáveis potencialmente explicativas da evolução da despesa em cuidados de saúde.

No capítulo 4 descreve-se a metodologia. Está subdividido em dois subcapítulos: primeiro o modelo ARIMA utilizado para realizar a modelação e previsão da despesa em cuidados de saúde e, no segundo, o modelo de Regressão Linear Múltipla utilizado para realizar o estudo econométrico da evolução da despesa em cuidados em Portugal.

No capítulo 5 encontra-se a caracterização dos dados e das variáveis que contêm os dados que foram utilizados para este relatório de estágio, e é feita uma breve análise das tendências logaritmizadas ao longo do período observado.

No capítulo 6 apresenta-se os resultados e as discussões dos estudos realizados. Temos os modelos ARIMA que apresentam a melhor performance para a realização da previsão das despesas em cuidados de saúde privada, pública e total. Assim, como as regressões lineares com as variáveis com melhor aptidão de explicação da evolução na despesa em cuidados de saúde privada, pública e total.

E, finalmente, a conclusão onde se encontram as principais ilações retiradas sobre os estudos realizados sobre as despesas em cuidados de saúde (privada, pública e total) em Portugal.

2 - Caracterização do setor da saúde

2.1 Despesa em cuidados de saúde

A despesa em cuidados de saúde em Portugal, por habitante, medida em Paridade do Poder de Compra Padrão (PPP), passou de 45 USD em 1970 para 2502 USD em 2012. Este considerável aumento está, ainda assim, abaixo da média dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), que em 2012 foi de 3 389¹ USD.

O aumento da despesa em saúde por habitante trouxe melhorias no estado de saúde nacional. Alguns indicadores de saúde mundiais expressaram essa melhoria, tais como:

- i. A taxa de mortalidade infantil (1 por 1000 nascimentos) em 1970 era de 55,5, e em 2012 de 3,4, tendo ficado abaixo da média dos países da OCDE, com 4,1;
- ii. A esperança de vida à nascença em 1970 era de 66,7 anos e em 2012 passou para 80,5 anos, ficou acima da média dos países da OCDE, que iguala a 80,2 anos em 2012;
- iii. A esperança de vida aos 65 anos de idade em 1970 para as mulheres correspondia a 14,6 anos e para os homens a 12,20 anos. Em 2012 a esperança de vida aos 65 anos passou para 21,3 anos para as mulheres e para 17,60 anos para os homens.

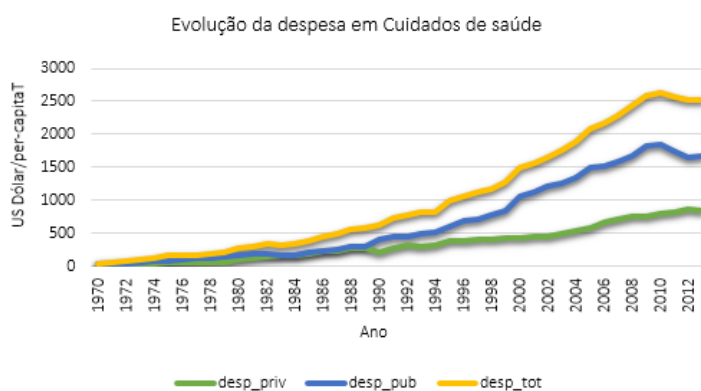


Figura 1 - Evolução da Despesa em Cuidados de Saúde

¹ Todas as médias foram calculada para o ano 2012 de acordo com os valores disponibilizados na base de dados OECD – *Health Statistics* 2015. Os últimos valores disponíveis foram utilizados para preencher os valores que estavam em falta para alguns países.

2.2 Despesa corrente em saúde e PIB

Os dados disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estatística mostram que, a despesa corrente em Cuidados de Saúde (CS) cresceu em média 5,2% por ano entre 2000 e 2008 (1), ao passo que a taxa de crescimento média anual do PIB foi apenas de 3,9% no mesmo período. No mesmo período de referência, registou-se uma taxa de crescimento nominal média da despesa em CS de 4,9% por ano, e essa tendência atinge o seu pico em 2009, ano em que a despesa corrente em saúde representava 9,9% do PIB português.

Com a crise financeira global de 2008 muitos países adotaram medidas de contenção da despesa e Portugal não foi exceção. Algumas medidas tiveram como principal fim a redução da despesa corrente em CS, ou seja, a redução dos custos com o pessoal, medidas setoriais e a política do medicamento². Nos anos seguintes pode-se verificar a redução do peso da despesa corrente em CS sobre o PIB nacional. Em 2010 verificamos que esta despesa representava 9,8% do PIB, 9,5% em 2011, 9,3% em 2012 e 9,1% em 2013.

Em termos nominais, a despesa corrente em CS em 2011 foi de 16 7031 milhões de euros, valor este que, devido às medidas referidas no parágrafo anterior, baixou em 2012 para 15 7337 milhões de euros, representando 9,3% do PIB Português.

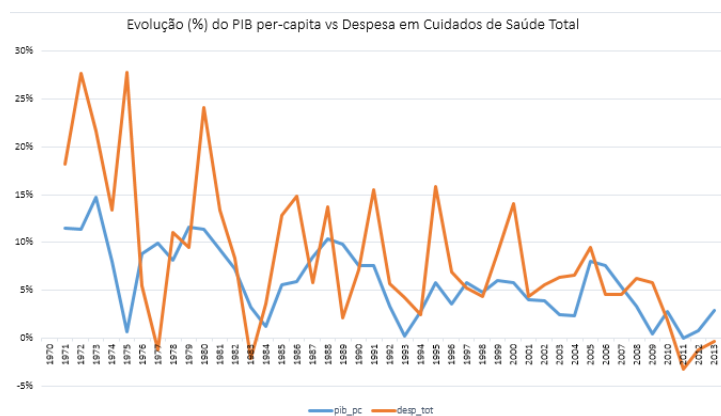


Figura 2 – Evolução (%) do PIB per-capita vs Despesa em cuidados de Saúde Total³

² Entre 2010 e 2012, as medidas de política do medicamento consistiram em: alterações dos escalões de comparticipação do regime geral e especial; reduções dos preços dos medicamentos genéricos e de marca; alterações na fórmula de cálculo do preço de referência dos medicamentos; incentivo ao consumo e ao acesso ao mercado de medicamentos genéricos; implementação da prescrição e dispensa por “Denominação Comum Internacional”, etc.. (Conta Satélite da Saúde – Base 2011, 2010-2013)

³ Este gráfico foi produzido de acordo com os dados utilizados neste estudo.

2.3 Despesa corrente em CS pública e privada

A despesa corrente pública em CS, que inclui as despesas suportadas pelos agentes financiadores públicos que gerem e administram os regimes de financiamento das administrações públicas e os regimes de financiamento contributivos obrigatórios, teve um peso total de 65,7% sobre a despesa corrente total em CS, em 2012. Comparativamente ao ano de 2011 (67,8%), houve um pequeno decréscimo de 2,1%, consequência das medidas de contenção anteriormente referidas.

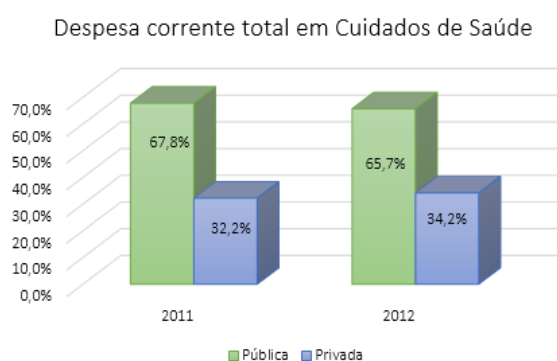


Figura 3 - Despesa Corrente Total em Cuidados de Saúde

Contrariamente ao que foi verificado na despesa corrente pública em CS, a despesa corrente privada em CS, na qual estão incluídos os gastos suportados pelos agentes financiadores privados que gerem e administram os regimes de financiamento voluntários, teve um peso de 34,2% sobre a despesa corrente total em CS em 2012 e em 2011 teve um peso total de 32,2% (figura 3). Este pequeno aumento deveu-se ao crescimento do número de unidades hospitalares privadas e ao aumento da atividade nas unidades já existentes.

A despesa corrente em CS (pública e privada) está subdividida em 3 prestadores de CS principais: hospitais, prestadores de cuidados de saúde em ambulatório e farmácias.

2.4 Despesa corrente por prestador de cuidados de saúde

A despesa corrente hospitalar pública e privada em 2011 teve um impacto de 39,5% sobre a despesa total corrente em CS por prestador. Mas, dado ao aumento do número de hospitais privados houve naturalmente um aumento da despesa hospitalar e este refletiu-se num incremento de 1,8% em relação a 2011.

Tendo sido recolhida a base de dados no *site* do INE, foi possível calcular o peso da despesa corrente hospitalar pública e privada em 2012. Os hospitais Entidades Públicas Empresariais (E.P.E), fazem parte da despesa hospitalar pública, e representam 31,7%. A despesa corrente hospitalar privada é composta por hospitais com contrato de parceria público-privada e teve um peso total de 9,6%.

No mesmo período, às despesas correntes em CS ambulatoriais públicos e privados corresponderam as percentagens de 31,1% para 2011 e de 27,4% para 2012. Esta diminuição da despesa em CS em ambulatório deveu-se às medidas de contenção de custos levadas em consideração, tais como, redução de custos com pessoal dos prestadores públicos e à redução do consumo intermédio.

Mais uma vez, através dos dados recolhidos no *site* do INE, foi possível calcular o peso da despesa corrente em cuidados de saúde ambulatório público e privada no ano de 2012. A despesa corrente em cuidados de saúde ambulatória pública foi de 7,8%, de 19,5%, respectivamente e privada.

A despesa corrente farmacêutica representou 18,4% da despesa corrente em CS por prestador em 2011. Devido às políticas de contenção anteriormente mencionadas, observou-se uma diminuição dessa percentagem para 16,6% em 2012.

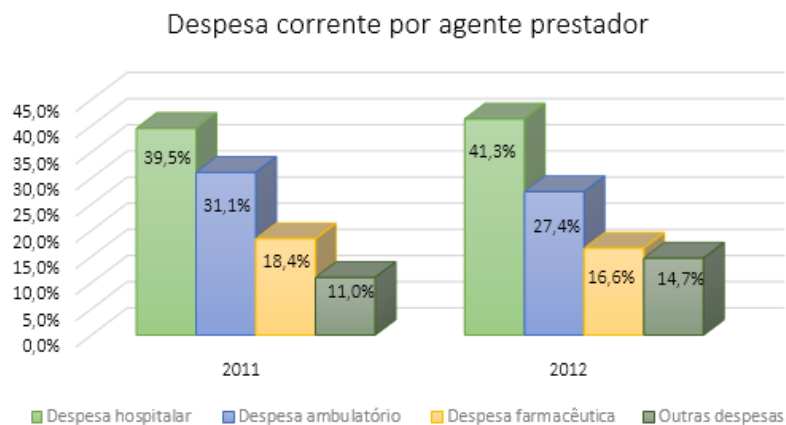


Figura 4 - Despesa Corrente por Agente Financiador

2.5 Despesa corrente por agentes financiadores

O Serviço Nacional de Saúde é o maior financiador da despesa corrente em CS. Em 1976 o SNS foi criado. Este sistema defende que todos os indivíduos residentes no país têm o direito de aceder a proteção na saúde independente da sua situação social e financeira (ver art.º 64). Enquanto existir em recursos humanos, técnicos e recursos

financeiros cada individuo pode aceder ao SNS gratuitamente, (art.º 64). Esta cláusula 64ª sofreu alterações na segunda revisão constitucional que ocorreu em 1989. Agora, este defende que "é realizada através de uma saúde universal e geral serviço nacional, e tendo em conta as condições económicas e sociais dos cidadãos, tendencialmente gratuita."

Assim, o SNS cobriu 57,3% da despesa corrente em CS em 2011. As medidas de contenção do consumo intermédio, como medicamentos e material de consumo clínico adotadas o SNS em 2012, levaram a uma diminuição na percentagem de financiamento na despesa corrente em saúde para o valor de 57,1%.

Em seguida, temos as famílias que são um dos maiores agentes financiadores da despesa corrente em CS, com peso de 26,7% em 2011 e de 28,1% em 2012.

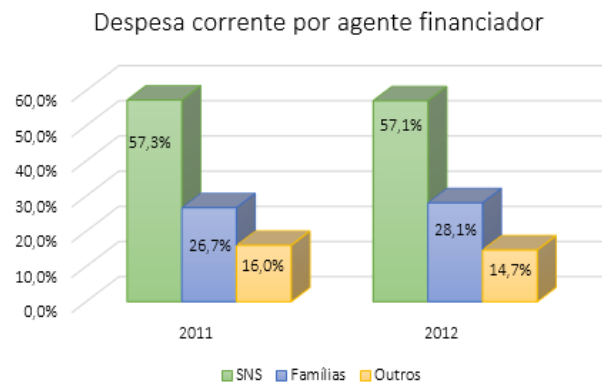


Figura 5 - Despesa corrente por agente financiador

A despesa corrente hospitalar pública era a despesa que tinha mais influência sobre o financiamento do SNS, com cerca de 52,2% em 2011 e de 53,4% em 2012. Em segundo lugar segue o financiamento das farmácias, com uma média de 15,1% em 2011 e de 13,8% em 2012, mais uma vez, podemos verificar que as medidas no âmbito da política do medicamento cumpriram o seu propósito. A seguir vem o financiamento de prestadores públicos de cuidados ambulatoriais com uma média de 11,3% no ano 2011 e de 12,1% em 2012 e, por último, o financiamento de prestadores privados de cuidados ambulatoriais com 11,2% em 2011 e, aproximadamente, 12,1% em 2012. Para os hospitais privados o financiamento foi de 3,9% em 2011 e de aproximadamente 5,3% em 2012. O aumento do peso destas últimas duas despesas sobre o financiamento do SNS resultou no princípio de contratos de parcerias público-privadas.

Devido às alterações realizadas nas atualizações e isenções das taxas moderadoras e na inclusão da Região Autónoma dos Açores a despesa corrente familiar apresentou um ligeiro aumento de 2,0% em 2011 e de 0,7% em 2012 comparativamente com o ano anterior. A despesa hospitalar privada aumentou 10,1% em 2011 e 2,2% em 2012, enquanto para os CS ambulatoriais os valores diminuíram em 4,2% em 2011 e 0,2% em 2012. Na despesa dos prestadores públicos temos um valor de 26,9% em 2011 e de 55,9% em 2012. A despesa hospitalar registou um aumento considerável, de 64,1% em 2011 e de 141,5% em 2012 para os prestadores de CS ambulatório. Por último, apesar de se ter registado um aumento de 11,8% na despesa farmacêutica em 2011 devido a revisão dos preços, este permitiu com que houvesse uma diminuição nos preços dos medicamentos o que refletiu numa diminuição da despesa farmacêutica das famílias portuguesas em 4,0% em 2012.

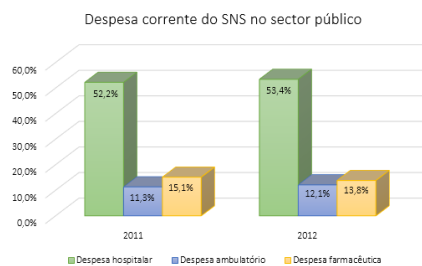


Figura 6 - Despesa corrente do SNS no sector público

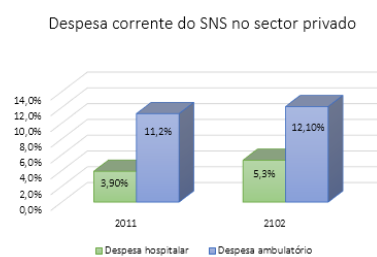


Figura 7 - Despesa corrente do SNS no sector privado

O subsistema ADSE foi estabilizado em 1963, com o objetivo de favorecer os funcionários públicos em relação aos restantes trabalhadores do sector privado (decreto lei nº 45002 Abril de 1963). Hoje em dia este subsistema de saúde está diferente do que o inicialmente criado, porque abrange um maior leque de pessoas mas, em contrapartida, os trabalhadores do estado passaram a ter mais deveres e obrigações para com a ADSE. Um ano mais tarde este diploma foi regularizado pelo decreto-lei nº 45688. Este decreto-lei valida os direitos e deveres dos beneficiários, o modo de provisão de assistência, o registo do painel de doutores, a definição dos poderes e a constituição da administração. Em 1980, a entidade responsável por gerir os benefícios passou a ser a ADSE (decreto-lei nº 476/80 15 de Outubro). Uma vez que esta entidade goza de autonomia financeira, gerar os seus próprios rendimentos e é responsável pelos gastos nos CS que são efetuados pelos funcionários públicos. O decreto-lei nº 201-a/79, contem um desconto obrigatório de 0,5% no salário de cada

beneficiário, montante esse que passou para 1 % em 1981. Assim, a despesa da ADSE varia de acordo com o montante gasto por cada um dos beneficiários.

A despesa familiar em cuidados de saúde tem vindo a aumentar ano após ano, o que indica que as famílias cada vez mais tiram uma maior percentagem do seu salário por modo de aceder aos cuidados de saúde.

A DCS em Portugal está acima da média dos países da OCDE. Os cuidados de saúde que não impliquem a hospitalização são considerados como sendo consultas; emergências; cuidados de saúde fornecidos a doentes crónicos, ou, por outras palavras, os pacientes recebem o tratamento hospitalar e voltam para casa no mesmo dia.

Existe muito pouca informação sobre a despesa em seguros de saúde privados mas, no entanto, é notável que esta despesa tem vindo a aumentar ao longo dos anos. Este facto mostra que os portugueses têm vindo a aumentar o grau de recetividade na obtenção de uma segunda alternativa ao acesso aos cuidados de saúde, para além do SNS.

Apesar de se notar um aumento, ao longo dos anos, da despesa dos seguros de saúde esta ainda tem um impacto bastante pequeno na DCS nacional, o que mostra que o SNS continua a ser o principal seguro de saúde da população portuguesa.

3 - Revisão bibliográfica

3.1 Variáveis explicativas do crescimento na despesa em saúde

3.1.1 Rendimento

Newhouse em 1977 elaborou um estudo para 13 países da Organização de Cooperação e de Desenvolvimento Económico (OCDE) sobre o crescimento da despesa em cuidados de saúde real per-capita e concluiu que 90% da despesa em cuidados de saúde (DCS) era explicada pelo PIB per-capita (Martín *et al.*, 2011).

Vários estudos (Leu (1986), Parkin *et al.* (1987), Gbesemete & Gerdtham (1992), Gerdtham *et al.* (1992) & Hitiris & Posnett (1992)), concluíram também que o principal fator que influencia a DCS é o rendimento (Ang, J. 2010). Este, deve ser traduzido através da estimativa da magnitude da elasticidade do rendimento da procura de serviços de saúde. Se a elasticidade for superior a um, então este serviço é

considerado um serviço de luxo, logo, deve seguir a lei da procura e da oferta. Se a elasticidade não for superior a uma unidade então este deve ser tratado com um serviço necessário, e deve ter o apoio do Governo (Bilgel & Tran, 2013). No mesmo estudo denotou-se que a elasticidade do rendimento dos serviços de saúde se encontravam entre 1,15 e 1,31 logo, o serviço de saúde era considerado um bem de luxo, (Martín *et al.*, 2011) e também que a despesa DCS crescia mais depressa do que a riqueza produzida no próprio país (Di Matteo, 2005).

Leu (1986), Parking *et al.* (1987), Brown (1987) elaboraram o mesmo tipo de estudo e encontraram elasticidades superiores a 1. (Martín *et al.*, 2011), Barros (1998), Di Matteo & Di Matteo (1998), Herwartz e Theilen (2003) entre outros, encontraram elasticidades entre 0 e 1. Assim, o serviço de saúde não é considerado um serviço de luxo. Em outro estudo, realizado para as regiões do Canadá e para as regiões da Itália obtiveram-se valores da elasticidade do rendimento dos serviços de saúde aproximadamente iguais a 0.

Getzen (2000) chegou à conclusão de que, dependendo do tipo de análise realizada (agregada, individual ou regional), o valor da elasticidade do rendimento da procura de serviços de saúde também varia (Martín *et al.*, 2011).

Outro estudo realizado para os EUA, nos anos entre 1940 e 1990, demonstrou que o aumento do rendimento variou entre os 35% e 70% e o crescimento da DCS variou 700%, logo o rendimento teve um impacto pouco significativo no crescimento da DCS. Deste modo, Newhouse afirma que outros determinantes, tais como o progresso tecnológico e a mudança demográfica, são os principais responsáveis pelo aumento da DCS. (Di Matteo, 2005)

3.1.2 Envelhecimento da população

O envelhecimento da população tem sido uma das variáveis com a maior controvérsia sobre a sua influência no crescimento da DCS. Vários autores tais como Barros (1998), Zweifel *et al.* (1999), Felder *et al.* (2000), Herwartz & Theilen (2003), Seshamani & Gray (2004), Dormont *et al.*, (2006) Werblow *et al.* (2007) concluíram que esta variável não tem impacto significativo sobre a DCS total nacional. Em contrapartida, estudos realizados para as províncias de Canadá, Quebeque, Ontário,

Colômbia Britânica nos anos compreendidos entre 1965 e 1991 concluíram que, o envelhecimento da população era a variável responsável por mais de 90% da despesa nos cuidados de saúde (Martín *et al.*, 2011).

Nos anos 90 vários autores procuraram estudar o impacto da população idosa⁴ sobre a DCS total. Foi elaborado um estudo para 20 países da OCDE, com uma combinação *de* série temporal e “*Cross-sectional*” no período compreendido entre 1960-1988 em que comprovaram que esta nova variável tinha pouco impacto na despesa total. No entanto, em 1997 *Blomqvist* e *Carter* com uma série temporal de 1960 até 1991 para 24 países da OCDE demonstrou que entre o rendimento, o progresso tecnológico e a população idosa esta última variável era aquela que tinha mais impacto na explicação da despesa em cuidados de saúde (Martín *et al.*, 2011).

Di *Matteo* em 2005 utiliza uma série temporal para os EUA entre 1980 e 1998 e uma série temporal para o Canadá 1975-2000, e chega à conclusão de que o envelhecimento da população tem um impacto modesto na DCS. No entanto, foi denotado que a população com a idade compreendida entre 18 anos 44 anos também era uma variável que influenciava positivamente a despesa em cuidados de saúde (Di *Matteo*, 2005)

Roberts (2000) e Giannoni & Hitiris (2002) indicaram que o envelhecimento da população tem relevância para a explicação do aumento da despesa em cuidados de saúde quando esta vem acompanhada com o nível de rendimento.

A percentagem da população com 65 anos ou mais é uma variável crucial para a explicação da evolução da DCS, assim concluíram Di *Matteo* e Di *Matteo* (1998), Roberts (2000), Di *Matteo* (2005), Giannoni & Hitiris (2002) e Crivelli *et al.*, (2006). Mas, Evans *et al.* (2001) chegou à conclusão de que independentemente da idade da pessoa em causa, os 4 meses, ou os anos anteriores á morte é que eram o responsáveis pela verdadeira variação da evolução da DCS (Martín *et al.*, 2011). Por último, Dormont *et al.* (2006) ou Werblow *et al.* (2007) defendem que a população idosa nada tem a ver com a evolução da DCS (Martín *et al.*, 2011).

Para a série temporal 1960-1987 dos EUA, aplicaram a técnica cointegração e chegaram a uma elasticidade do rendimento da DCS aproximadamente igual a 1.

⁴ Pessoas com 65 anos ou mais

Gerdtham, Sogaard, Anderson & Jonsoon (1992) “ afirmam que a explicação mais provável para os diferentes resultados está na diferença do método” utilizado do estudo. (Martín *et al.*, 2011)

3.1.3 Tecnologia

Canterero (2005) e Di Matteo (2005) realizaram um estudo sobre para a DCS para as regiões de Espanha e Canadá, respectivamente, e concluíram que a variável que tinha mais impacto na explicação da evolução da DCS era a evolução tecnológica, sendo seguida pelo envelhecimento da população e, por último, pelo aumento do rendimento disponível (Bilgel & Tran, 2013). Em 1992 Newhouse encontrou uma forte relação entre o crescimento da DCS e a inovação tecnológica, deste modo, a inovação tecnológica passou a ser uma variável determinante para o estudo da evolução da DCS. Depois do estudo realizado para os EUA entre 1960 e 1987, (Martín *et al.*, 2011) os resultados em relação às variáveis determinantes da evolução da DCS mostraram que variam de país para país, não sendo possível identificar com exatidão qual ou quais as variáveis determinantes da evolução da DCS. No entanto, a proximidade da morte, progresso tecnológico, e a descentralização territorial dos sistemas de saúde têm vindo a ganhar cada vez mais peso na escolha das variáveis independentes nos modelos regressivos para o estudo da DCS (Di Matteo, 2005). Para que a tecnologia possa ser um determinante da evolução da DCS, é preciso realizar mais estudos de modo a investigar a conceptualização, mensuração e a incorporação dos efeitos do progresso tecnológico no modelo econométrico utilizados para explicar evolução da DCS, afirmaram os autores Newhouse (1992) e Okunate & Murthy (2002), que no entanto descobriram uma forte correlação entre estas duas variáveis. Dado não existirem dados nem estudos suficientes sobre o efeito do desenvolvimento da tecnologia sobre a despesa em cuidados de saúde, Okunate & Murthy, (2002) consideraram a mortalidade infantil como *proxy* da evolução tecnológica.

4 - Metodologia

4.1 Modelos ARMA

O modelo Box-Jenkins ARMA (*Autoregressive Moving Average*) é um dos modelos mais utilizados para a modelação de séries temporais e a sua respetiva previsão. Esta metodologia baseia-se em três passos: primeiro a identificação (escolher potenciais

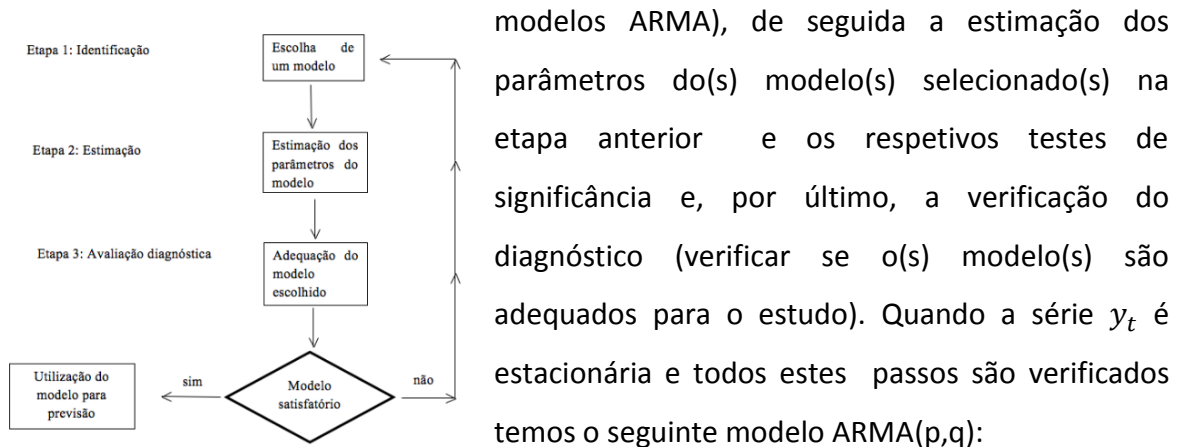


Figura 8 - Modelo Box-Jenkins

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

Na regressão, y_t é função dos valores passados da série temporal (a parte autorregressiva (AR) de ordem p) e de ruídos brancos no próprio período e em períodos passados (componente de médias móveis (MA) de ordem q). O ruído branco tem média constante $E(\varepsilon_t) = \mu_\varepsilon$, variância constante $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$ (qualquer que seja t) e covariância nula $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ ($k \neq 0$ qualquer que seja t).

Caso não se verifique a condição de estacionaridade da série, o modelo passa a ser designado por ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) (p,d,q), ou seja, modelos integrados de ordem d , $I(d)$, com o termo de diferença, onde p representa a ordem de AR, d a ordem da diferenciação e q a ordem das médias móveis, MA.

Este modelo é representado por,

$$(1 - \varphi_1 B_t - \dots - \varphi_p B_t^p)(1 - B_t)^d y_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^d) \varepsilon_t \quad (2)$$

,onde $(1 - B_t)^d y_t$ com $d \geq 1$ é série estacionária após ser diferenciada d vezes.

Caso as séries temporais não apresentem estacionaridade podemos ter uma regressão enviesada. Para verificarmos a condição de estacionaridade da série observamos os correlogramas das funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP). A função FAC mede a correlação entre dois valores da série com desfasamentos de 1, 2 ou mais intervalos. A autocorrelação de ordem m é dada por,

$$r_m = \frac{\sum_{t=m+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-m} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}, m = 1, 2, \dots, n - 1 \quad (3)$$

onde y_t é a média da amostra y . Se valor de r_1 diferente de zero indica que a série está correlacionada na 1ª ordem.

A FACP mede a correlação entre y_t e y_{t-k} , depois de removida a influência das correlações nos desfasamentos intermédios. A autocorrelação parcial de ordem k , obtida a partir da regressão y_t sobre uma constante, y_{t-1}, \dots, y_{t-k} correspondente ao coeficiente y_{t-k} .

Se a FAC tiver decaimentos lentos ao longo dos desfasamentos isto indica que estamos perante um processo autorregressivo, caso tenha um decaimento brusco logo nos primeiros desfasamentos isto indica que estamos perante um processo de médias móveis. Decaimentos das FAC e das FACP dentro dos limites inferiores e superiores do intervalo de confiança indicam presença de uma série estacionária.

O teste ADF é um teste formal que nos permite analisar se a série é estacionária ou não.

As hipóteses podem ser representadas por:

$$H_0: \alpha = 0 \text{ vs } H_1: \alpha < 0 \quad (4)$$

Caso a série y não tiver tendência a equação é

$$\Delta y_t = \delta_0 + \alpha y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

caso contrário, tem de se estimar alternativamente com a equação

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \alpha y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

Onde o desfasamento de ordem p é escolhido a partir dos critérios de seleção mais comuns, como o critério de Informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano de Schwartz (BIC). O melhor modelo será aquele que apresentar os menores valores nestes critérios.

4.2 Modelo de regressão linear múltipla

O modelo de regressão linear múltipla é ainda um dos modelos mais utilizados para fazer análises empíricas na ciência económica e social. Este modelo permite que seja feito um estudo sobre a influência das variáveis independentes sobre a variável dependente *ceteris paribus*. O modelo utilizado para a realização dos estudos é o seguinte:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_m X_{im} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n \quad (7)$$

onde y_i apresenta o valor da variável dependente, na observação i , $i = 1, \dots, n$; $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m$ são os parâmetros da variável X_{ij} que representa a variável independente na i -ésima observação e ε_i é o termo residual, ou seja, a variável que explica as variações de y que não são explicadas pelas variáveis independentes e é não observado. Este modelo pressupõe que: os valores das variáveis independentes X_{ij} ($j = 1, \dots, m$) e y_i sejam conhecidos na amostra.

Assume-se que $E(\varepsilon_i | X_{i1}, \dots, X_{im}) = 0$, $i = 1, \dots, n$; $Var(\varepsilon_i | X_{i1}, \dots, X_{im}) = \sigma^2$; $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j | (X_{i1}, \dots, X_{im})(X_{j1}, \dots, X_{jm})) = 0$ em que $i \neq j$.

Deste modo, o modelo estimado é:

$$E(y_i | X_{i1}, \dots, X_{im}) = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_m X_{im} \quad i = 1, \dots, n \quad (8)$$

Os parâmetros da equação são estimados pelo método OLS⁵.

⁵ Para mais informações sobre o modelo de regressão linear múltipla e o modelo OLS consulte-se o manual Wooldridge J. (2012)

5 - Caracterização dos dados e das variáveis

5.1 Variáveis dependentes e independentes

A base de dados utilizada para a realização deste estudo tem como principal fonte de informação o *site*⁶ da OCDE para os anos compreendidos entre 1970 e 2013. Sendo assim temos as variáveis de interesse para Portugal:

DESP_PUB: a despesa em cuidados de saúde pública em USD per-capita medida em paridade de poder de compra (PPP);

DESP_PRI: a despesa em cuidados de saúde privada em USD per-capita medida em paridade de poder de compra;

DESP_T: a despesa em cuidados de saúde total em USD per-capita medida em paridade de poder de compra.

Do lado da procura, temos as seguintes variáveis potencialmente explicativas da evolução da DCS:

PIB_P - PIB per-capita (USD): em milhões de USD e em PPP a preços correntes. Esta variável mede o padrão de vida da população, ou seja, mede o nível de riqueza da população portuguesa;

POP_65 - População com 65 anos ou mais: esta variável mede a percentagem da população com 65 anos;

POP_15 - População trabalhadora: é a percentagem da população com idade compreendida entre os 15 anos e os 64, ou seja, é a faixa etária que pode estar ativa no mercado de trabalho português.

POP_R – População residente: é o número de pessoas que vivem em Portugal durante um ano. Neste indicador há a população nacional presente e a que está temporariamente fora do país e os estrangeiros que estão permanentemente estabelecidos no país.

Do lado da oferta, temos a seguinte variável potencialmente explicativa da DCS:

⁶ Os dados foram recolhidos no princípio do estudo, em 2015.

MORT_INFA - Mortalidade infantil: é a percentagem de bebés que morrem antes de completarem 1 ano de idade. Uma vez que não existe informação suficiente sobre a evolução tecnológica na medicina, Okunade & Murthy (2000) utilizam esta variável, mortalidade infantil, como uma *proxy* da avaliação da evolução tecnológica na medicina de um determinado país.

ESP_VID – Esperança de vida à nascença: mantendo a percentagem de mortalidade fixa, a esperança de vida à nascença define-se em média quanto tempo um recém-nascido consegue viver.

Todas as variáveis em cima mencionadas à exceção de *mort_infa*, foram logaritimizadas (figura 9) para ter uma especificação de elasticidades constantes. Estas foram devidamente identificadas com um L a frente da variável em questão.

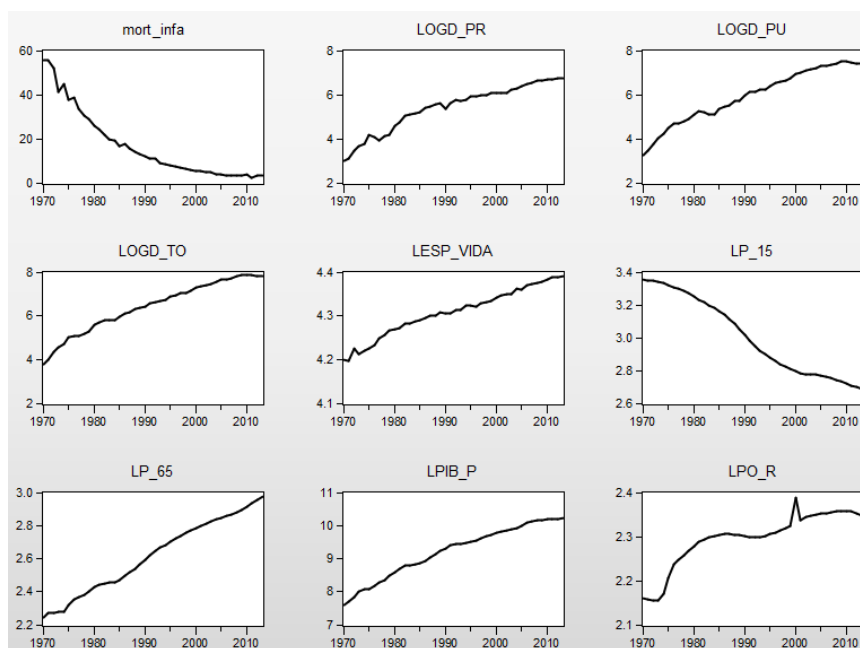


Figura 9 - Gráfico do logaritmo das variáveis dependentes e independentes

6 - Resultados e discussão

6.1 Modelos de previsão ARIMA

Se observarmos a figura 9 conseguimos ver que as séries LOGD_PR, LOG_PU, LOGD_TO, LESP_VIDA, LP_65, LPIB_P e LPO_R não são estacionárias e apresentam tendência crescente no período observado à exceção de *mort_infa* e *LP_15*.

Ao analisar os correlogramas das três séries temporais em estudo através da observação das figuras 80, 83 e 86 do anexo conseguimos verificar que todas elas apresentam comportamento de variáveis não estacionárias, uma vez que a FAC tem decaimento lento para zero e a FACP tem um decaimento brusco para zero no segundo desfasamento. O teste Augmented Dickey-Fuller que se encontra nas figuras 62, 64 e 66 do anexo tem $p\text{-value} = 0.4092$ para LOGDESP_PR, $p\text{-value} = 0.4783$ para LOGDESP_PU e $p\text{-value} = 0.8417$ para LOGDESP_T, respetivamente, com um nível de significância de 5% não rejeitamos a hipótese nula, ou seja, as séries temporais apresentam raiz unitária. Para corrigir este problema foi realizada diferenciação de primeira ordem para as 3 variáveis.

Agora, a observação dos correlogramas, figuras 81, 84 e 87 do anexo, mostra que os decaimentos das FAC e das FACP estão entre o limite inferior e superior do intervalo de confiança, ou seja, para a FAC não temos decaimentos lentos para 0 nos *lags* e decaimentos bruscos para 0 das FACP logo nos primeiros *lags* assim, poderemos estar perante séries com comportamento estacionário. Com os resultados dos testes ADF, figuras 63, 65 e 67 do anexo, com $p\text{-value} = 0.000$ para DLOGDESP_PR, $p\text{-value} = 0.0010$ para DLOGDESP_PU e $p\text{-value} = 0.0030$ para DLOGDESP_T para um nível de significância de 5% podemos rejeitar a hipótese nula. Sendo assim, estamos perante séries $I(0)$.

Sendo assim, passamos para a 1ª fase do modelo Box-*Jenkin*, identificação, escolha de um modelo ARIMA que permita fazer uma boa previsão das variáveis de estudo.

6.1.1 Estimação

Foram estimados 7 modelos para DESP_PR, DESP_PU e DESP_T que potencialmente podem fazer a previsão destas séries temporais. A figura 10 tem indicado os modelos ARIMA explorados e a respetiva ordem de cada componente (p,d,q) para cada uma das variáveis.

Modelos	AR(p)	I(d)	MA(q)
Modelo 1	1	1	0
Modelo 2	0	1	1
Modelo 3	1	1	1
Modelo 4	0	1	2
Modelo 5	1	1	2
Modelo 6	2	1	1
Modelo 7	2	1	2

Figura 10 - Modelos ARIMA

O modelo com coeficientes estatisticamente significativos para DLOGDESP_PR e com os menores valores do AIC (-1.384) e BIC (-1.259) é o ARIMA (2,1,2) (Modelo 7), de acordo com a figura 89 do anexo. Para a DLOGDESP_PU, figura 90 do anexo, o modelo com os valores mais baixos para AIC (-2.152) e BIC (-2.027) e com coeficientes estatisticamente significativos também é ARIMA (2,1,2) (Modelo 7). Por último, ARIMA (2,1,2) (modelo 7) é o modelo que também apresenta os valores mais baixos para AIC (-2.559) e BIC (-2.434) figura 91 do anexo para DLOGDESP_T. Os valores das estimativas de todos os modelos podem ser verificados em anexo.

Deste modo passamos para a 2ª fase do modelo Box-Jenkins, a estimação dos parâmetros do modelo.

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/05/16 Time: 23:55
Sample (adjusted): 1973 2013
Included observations: 41 after adjustments
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 24 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1971 1972

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051904	0.014761	3.516264	0.0012
AR(2)	0.734488	0.116841	6.286239	0.0000
MA(2)	-0.963230	0.061395	-15.68903	0.0000
R-squared	0.185526	Mean dependent var	0.079872	
Adjusted R-squared	0.142659	S.D. dependent var	0.126284	
S.E. of regression	0.116930	Akaike info criterion	-1.384130	
Sum squared resid	0.519558	Schwarz criterion	-1.258746	
Log likelihood	31.37466	Hannan-Quinn criter.	-1.338472	
F-statistic	4.327944	Durbin-Watson stat	2.404323	
Prob(F-statistic)	0.020261			
Inverted AR Roots	.86	-.86		
Inverted MA Roots	.98	-.98		

Figura 11 -Modelo 7 ARIMA DLOGDESP_PR

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 08/17/16 Time: 17:58
Sample (adjusted): 1973 2013
Included observations: 41 after adjustments
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 12 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1971 1972

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.067883	0.013493	5.030934	0.0000
AR(2)	0.723879	0.134922	5.365175	0.0000
MA(2)	-0.923271	0.058463	-15.79230	0.0000
R-squared	0.257592	Mean dependent var	0.088526	
Adjusted R-squared	0.218518	S.D. dependent var	0.090104	
S.E. of regression	0.079653	Akaike info criterion	-2.151916	
Sum squared resid	0.241095	Schwarz criterion	-2.026533	
Log likelihood	47.11427	Hannan-Quinn criter.	-2.106258	
F-statistic	6.592394	Durbin-Watson stat	1.574745	
Prob(F-statistic)	0.003485			
Inverted AR Roots	.85	-.85		
Inverted MA Roots	.96	-.96		

Figura 12 – Modelo 7 ARIMA (2,1,2) DLOGDESP_PU

Dependent Variable: DLOGDESP_T
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 09/24/16 Time: 13:54
Sample (adjusted): 1973 2013
Included observations: 41 after adjustments
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 15 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1971 1972

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061076	0.012584	4.853573	0.0000
AR(2)	0.745245	0.110371	6.752207	0.0000
MA(2)	-0.929468	0.050266	-18.49107	0.0000

R-squared	0.329736	Mean dependent var	0.085339
Adjusted R-squared	0.294459	S.D. dependent var	0.077344
S.E. of regression	0.064967	Akaike info criterion	-2.559531
Sum squared resid	0.160385	Schwarz criterion	-2.434148
Log likelihood	55.47039	Hannan-Quinn criter.	-2.513873
F-statistic	9.347048	Durbin-Watson stat	1.813550
Prob(F-statistic)	0.000500		

Inverted AR Roots	.86	-.86
Inverted MA Roots	.96	-.96

Figura 13 - Modelo 7 ARIMA DLOGDESP_T

Podemos verificar nas figuras 11, 12 e 13 acima que os coeficientes AR são positivos e os coeficientes MA negativos. Temos $R^2 = 0.186$ ($\approx 19\%$) para o modelo DLOGDESP_PR, $R^2 = 0.258$ ($\approx 26\%$) para DLOGDESP_PU e $R^2 = 0.329$ ($\approx 33\%$) para DLOGDESP_T, respetivamente. Ou seja, estes modelos têm uma capacidade explicativa da série temporal em estudo razoável. Todos os coeficientes dos modelos estimados, C, AR e MA são estatisticamente relevantes para um nível de significância igual a 1%.

Assim sendo, passamos para a 3ª fase do modelo Box-Jenkins, avaliação à adequação dos modelos escolhidos.

6.1.2 Avaliação de adequação

As figuras 82, 85 e 88 do anexo incluem as FAC e FACP dos resíduos do modelo ARIMA 7 estimado para cada uma das variáveis de estudo. Todos coeficientes dos FACs e dos FACP caem rapidamente para 0, à exceção do coeficiente 1 para DLOGDESP_PR ($p\text{-value} = 0.024$) e do desfasamento 5 para DLOGDESP_T ($p\text{-value} = 0.247$), dentro dos limites de confiança 95%, ou seja, para um nível razoável, as correlações são significativamente próximas de 0. Estatística Q para o teste de autocorrelação até ao desfasamento 20 não se rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação a exceção do desfasamento 1 da DLOGDESP_PR.

Uma vez que o tamanho da amostra é grande podemos considerar que temos modelos adequados para as previsões.

As figuras 14, 15 e 16 que se encontram em baixo têm gráficos com os dados atuais (a vermelho), os dados ajustados (a verde) e os respetivos resíduos dos modelos estimados (a azul).

Vemos que os valores estimados ou ajustados acompanharam a tendência da série temporal bastante bem e que os resíduos do modelo apresentam o comportamento de um ruído branco, logo, os resíduos são estacionários. Assim, podemos concluir que os modelos são apropriados para a previsão das DCS e prosseguir para a respetiva previsão para 2014 e 2015.

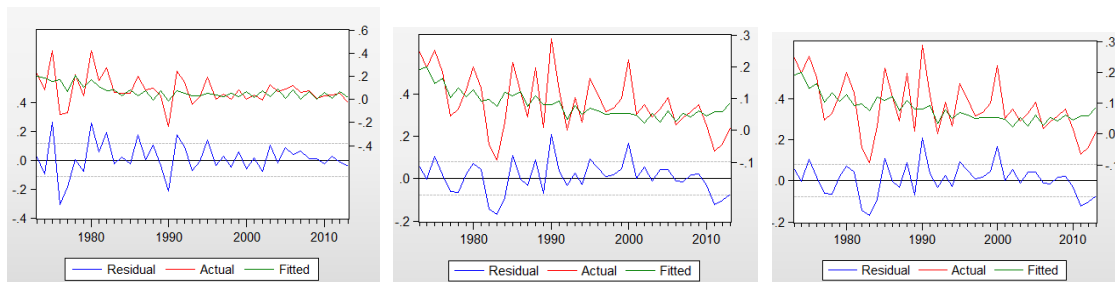


Figura 14 - Resíduos dlogddesp_{pr}

Figura 15 – Resíduos dlogddesp_{pu}

Figura 16 – Resíduos dlogddesp_{t}

6.1.3 Previsão

Para que possamos determinar a capacidade do modelo fazer previsão faz-se uma previsão dentro da amostra. Primeiro estimou-se uma equação para a série temporal entre 1970 a 2002 e de seguida realizou-se a previsão para os anos entre 2003 e 2013. Para medir a capacidade do modelo para previsões considera-se RMSE (*Root Mean Squared Error*) que é a dispersão do erro de previsão no período de previsão

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h} \quad (9)$$

e MAE (*Mean Absolute Error*) que é a média dos erros de previsão

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h \quad (10)$$

Dentro da amostra de acordo com Wooldridge (2012).

Forecast Evaluation	
Forecast: FARMADLOGDESP_PR_APARCIA	
Actual: DLOGDESP_PR	
Forecast sample: 2003 2013	
Included observations: 11	
Root Mean Squared Error	0.049562
Mean Absolute Error	0.039346

A avaliação da previsão FARMADLOGDESP_PR_APARCIA (figura 17) apresenta valores RMSE= 0,050 e MAE = 0,039. Isto indica que o modelo tem bom desempenho na previsão.

Figura 17 – Avaliação da previsão FARMADLOGDESP_PR_APARCIA

Forecast Evaluation	
Forecast: FARMADLOGDESP_PU_APARCIA	
Actual: DLOGDESP_PU	
Forecast sample: 2003 2013	
Included observations: 11	
Root Mean Squared Error	0.130941
Mean Absolute Error	0.108122

Para FARMADLOGDES_PU_APARCIA a figura 18 mostra os valores para RMSE=0,131 e MAE=0,108, valores bastante satisfatórios sugerindo uma boa capacidade para a previsão de 2014 e 2015.

Figura 18 - Avaliação da previsão FARMADLOGDESP_PU_APARCIA

Forecast Evaluation	
Forecast: FARMADLOGDESP_T_APARCIAL	
Actual: DLOGDESP_T	
Forecast sample: 2003 2013	
Included observations: 11	
Root Mean Squared Error	0.074779
Mean Absolute Error	0.053427

Por último, o resultado da avaliação da previsão FARMADLOGDESP_T_APARCIAL que se encontra na figura 19 mostra valores para RMSE=0,07 e MAE= 0,05. Estes também são satisfatórios para a previsão.

Figura 19 - Avaliação da previsão FARMADLOGDESP_T_APARCIAL

Ano	desp_pri_estimado	desp_pu_estimado	desp_tot_estimado
2014	896	1892	2701
2015	929	2131	2916

Figura 20 - Previsão das Despesas em Cuidados de Saúde

A figura 20⁷ contém as previsões das despesas em cuidados de saúde privada, pública e total em USD per-capita medida em paridade de poder de compra. Verifica-se que as despesas têm tendência crescente para 2014 e 2015 respetivamente.

⁷ O cálculo dos valores reais da Despesa em Cuidados de Saúde Privada, Pública e Total foi feito através da utilização do Software Excel

6.2 Modelo de regressão linear múltipla

Para a estimação OLS ser consistente as variáveis dependentes no modelo de estimação devem ser estacionárias. Como tal, irão ser consideradas as variáveis dependentes utilizadas no capítulo 4.a e as variáveis independentes encontram devidamente estacionarizadas (verificar o Testes de raiz unitária que se encontram nas figuras 73,75, 77e 79 do anexo).

6.2.1 Correlações

As figuras 21, 22 e 23 apresentam as matrizes das correlações contemporâneas entre as variáveis independentes e dependentes. Após a análise podemos dizer que:

1. A variável que tem o maior coeficiente de correlação em relação a DCS privada é MORTA_INFA ($\text{corr}(\text{DLOGDESP_PR}_t, \text{MORT_INFA}_t) = 0,37$, Por outro lado, o DLPIB_P tem uma forte correlação ($\text{corr}(\text{DLOGDESP_PR}_t, \text{DLPIB_P}_t) = 0,22$. No entanto, há que levar em consideração a forte correlação entre as duas variáveis ($\text{corr}(\text{MORT_INFA}_t, \text{DLPIB_P}_t) = 0,59$.
2. A DCS pública tem uma forte correlação com MORTA_INFA ($\text{corr}(\text{DLOGDESP_PU}_t, \text{MORT_INFA}_t) = 0,53$ e uma forte correlação produto DLPIB_P ($\text{corr}(\text{DLOGDESP_PU}_t, \text{DLPIB_P}_t) = 0,48$.
Mas estas duas variáveis independentes estão fortemente correlacionadas entre si ($\text{corr}(\text{MORT_INFA}_t, \text{DLPIB_P}_t) = 0,59$.
3. A MORTA_INFA e o DLPIB_P são as variáveis que têm os maiores coeficientes de correlação em relação à despesa total ($\text{corr}(\text{DLOGDESP_T}_t, \text{MORT_INFA}_t) = 0,59$ e ($\text{corr}(\text{DLOGDESP_T}_t, \text{DLPIB_P}_t) = 0,47$ respetivamente.
Como nos casos anteriores, as duas variáveis independentes estão fortemente correlacionadas entre si ($\text{corr}(\text{MORT_INFA}_t, \text{DLPIB_P}_t) = 0,59$.

	DLOGDESP_PR	MORT_INFA	DLESP_VIDA	DLP_15	DLP_65	DLPIB_P	DLPO_R
DLOGDESP_PR	1,00	0,37	0,09	0,04	-0,07	0,22	0,08
MORT_INFA	0,37	1,00	0,32	-0,10	-0,06	0,59	0,28
DLESP_VIDA	0,09	0,32	1,00	0,21	-0,12	0,11	0,13
DDL_P_15	0,04	-0,10	0,21	1,00	-0,13	-0,23	-0,01
DLP_65	-0,07	-0,06	-0,12	-0,13	1,00	-0,07	0,17
DLPIB_P	0,22	0,59	0,11	-0,23	-0,07	1,00	0,08
DLPO_R	0,08	0,28	0,13	-0,01	0,17	0,08	1,00

Figura 21 - Correlações DLOGDESP_PR

	DLOGDESP_PU	MORT_INFA	DLESP_VIDA	DLP_15	DLP_65	DLPIB_P	DLPO_R
DLOGDESP_PU	1,00	0,53	0,00	-0,15	0,17	0,48	0,33
MORT_INFA	0,53	1,00	0,32	-0,10	-0,06	0,59	0,28
DLESP_VIDA	0,00	0,32	1,00	0,21	-0,12	0,11	0,13
DDL_P_15	-0,15	-0,10	0,21	1,00	-0,13	-0,23	-0,01
DLP_65	0,17	-0,06	-0,12	-0,13	1,00	-0,07	0,17
DLPIB_P	0,48	0,59	0,11	-0,23	-0,07	1,00	0,08
DLPO_R	0,33	0,28	0,13	-0,01	0,17	0,08	1,00

Figura 22 - Correlações DLOGDESP_PU

	DLOGDESP_T	MORT_INFA	DLESP_VIDA	DLP_15	DLP_65	DLPIB_P	DLPO_R
DLOGDESP_T	1,00	0,59	0,05	-0,08	0,07	0,47	0,30
MORT_INFA	0,59	1,00	0,32	-0,10	-0,06	0,59	0,28
DLESP_VIDA	0,05	0,32	1,00	0,21	-0,12	0,11	0,13
DDL_P_15	-0,08	-0,10	0,21	1,00	-0,13	-0,23	-0,01
DLP_65	0,07	-0,06	-0,12	-0,13	1,00	-0,07	0,17
DLPIB_P	0,47	0,59	0,11	-0,23	-0,07	1,00	0,08
DLPO_R	0,30	0,28	0,13	-0,01	0,17	0,08	1,00

Figura 23 - Correlações DLOGDESP_T

Por último, podemos ver que existe uma forte correlação entre a DLOGDESP_T e DLOGDESP_PR total ($\text{corr}(DLOGDESP_{T_t}, DLOGDESP_{PR_t}) = 0,80$). Isto deve-se ao facto de grande parte da despesa em cuidados de saúde estar centrada no sector público. No entanto a DLOGDESP_PR também demonstra ter uma forte correlação com DLOGDESP_T ($\text{corr}(DLOGDESP_{T_t}, DLOGDESP_{PR_t}) = 0,75$).

	DLOGDESP_PR	DLOGDESP_PU	DLOGDESP_T	MORT_INFA	DLESP_VIDA	DLP_15	DLP_65	DLPIB_P	DLPO_R
DLOGDESP_PR	1,00	0,21	0,75	0,37	0,09	0,04	-0,07	0,22	0,08
DLOGDESP_PU	0,21	1,00	0,80	0,53	0,00	-0,15	0,17	0,48	0,33
DLOGDESP_T	0,75	0,80	1,00	0,59	0,05	-0,08	0,07	0,47	0,30
MORT_INFA	0,37	0,53	0,59	1,00	0,32	-0,10	-0,06	0,59	0,28
DLESP_VIDA	0,09	0,00	0,05	0,32	1,00	0,21	-0,12	0,11	0,13
DLP_15	0,04	-0,15	-0,08	-0,10	0,21	1,00	-0,13	-0,23	-0,01
DLP_65	-0,07	0,17	0,07	-0,06	-0,12	-0,13	1,00	-0,07	0,17
DLPIB_P	0,22	0,48	0,47	0,59	0,11	-0,23	-0,07	1,00	0,08
DLPO_R	0,08	0,33	0,30	0,28	0,13	-0,01	0,17	0,08	1,00

Figura 24 – Correlações

6.1.2 Estimação

As figuras que se encontram em baixo mostram os resultados dos modelos estimados para cada uma das variáveis de estudo (DLOGDESP_PR, DLOGDESP_PU e DLOGDESP_T) e as respetivas variáveis potencialmente explicativas (MORT_INFA, DLESP_VIDA, DDL_P_15, DLP_65, DLPIB_P e DLPO_R), de acordo com as correlações calculadas no ponto anterior. O nível de confiança que será levado em consideração para os testes que se seguem é de 5%.

Despesa em cuidados de saúde privada

Modelo 1

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: Least Squares
 Date: 10/13/16 Time: 14:08
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.041578	0.062791	0.662158	0.5122
MORT_INFA	0.003775	0.002082	1.813623	0.0783
DLESP_VIDA	-1.095455	3.430051	-0.319370	0.7513
DDL_P_15	2.609544	4.917614	0.530652	0.5990
DLP_65	-0.655714	2.668040	-0.245766	0.8073
DLPIB_P	0.068641	0.676508	0.101464	0.9198
DLPO_R	-0.097560	1.462318	-0.066716	0.9472

R-squared	0.146816	Mean dependent var	0.085997
Adjusted R-squared	0.000556	S.D. dependent var	0.130897
S.E. of regression	0.130861	Akaike info criterion	-1.078352
Sum squared resid	0.599360	Schwarz criterion	-0.788740
Log likelihood	29.64539	Hannan-Quinn criter.	-0.972198
F-statistic	1.003801	Durbin-Watson stat	2.355590
Prob(F-statistic)	0.438489		

Figura 27 - Modelo 1 RLM DLOGDESP_PR

Wald Test
 Equation: MODELO1_RLM_DLOGDESP_PR

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.085871	(5, 35)	0.9940

Figura 25 -Teste Wald 1, Modelo1 DLOGDESP_PR

Wald Test
 Equation: MODELO1_DLOGDESP_PR

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.797068	(5, 35)	0.5592

Figura 26 – Teste Wald 2, Modelo1 DLOGDESP_PR

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.004470	Prob. F(2,33)	0.3772
-------------	----------	---------------	--------

Figura 28 – Teste Breusch-Godfrey Modelo 1 DLOGDESP_PR

Ramsey RESET Test
 Equation: MODELO1_RLM_DLOGDESP_PR
 Specification: DLOGDESP_PR C MORT_INFA DLESP_VIDA DDL_P_15
 DLP_65 DLPIB_P DLPO_R
 Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.199667	34	0.8429

Figura 29 - Teste Reset Modelo 1 DLOGDESP_PR

A estimação do modelo 1, que se encontra na figura 27, tem todas as variáveis potencialmente explicativas da variação da despesa em cuidados de saúde privada. As variáveis independentes DLESP_VIDA (p -value = 0,75), DDL_P_15 (p -value = 0,60), DLP_65(p -value = 0,81), DLPIB_P (p -value = 0,92), DLPO_R(p -value = 0,95) são estatisticamente não significativas para o modelo, o mesmo não se verifica para MORT_INFA a 10%(p -value = 0,08).

A figura 25 testa a significância conjunta de todas as variáveis independentes à exceção de MORTA_INFA. A estatística F apresenta um p -value = 0,99 logo, não rejeitamos a hipótese nula, ou seja, estas variáveis independentes podem ser retiradas do modelo pois não têm capacidade de explicar o comportamento da DCS.

O segundo teste Wald, que se apresenta na figura 26, testa a significância conjunta de todas as variáveis independentes menos DLPIB_P. A estatística F apresenta um p -value = 0,56 logo, não rejeitamos a hipótese nula. Existe evidência que não são conjuntamente significativas.

O teste Breusch_Godfrey é um teste que deteta a presença de autocorrelação até à ordem p nos erros do modelo.

Se rejeitamos H_0 isto indica evidência de autocorrelação caso contrário não existe evidência de autocorrelação. A estatística F na figura 28 apresenta um p -value = 0.38 pelo que não se rejeita a hipótese nula, ou seja, não há evidência de autocorrelação de ordem 2.

O teste Ramsey Reset (*Regression Specification Error Test*) testa a especificação da forma funcional da regressão.

A H_0 indica que o modelo está corretamente especificado, caso contrário o modelo está mal especificado. Na figura 29 a estatística T tem um p -value = 0.84, sendo assim não rejeitamos a hipótese nula, isto quer dizer não existe evidência de má especificação.

Modelo 2

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
Method: Least Squares
Date: 10/13/16 Time: 12:39
Sample (adjusted): 1971 2013
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.035599	0.028037	1.269693	0.2114
MORT_INFA	0.003200	0.001298	2.464942	0.0180
R-squared	0.129067	Mean dependent var	0.087176	
Adjusted R-squared	0.107825	S.D. dependent var	0.129560	
S.E. of regression	0.122376	Akaike info criterion	-1.318037	
Sum squared resid	0.614014	Schwarz criterion	-1.236120	
Log likelihood	30.33779	Hannan-Quinn criter.	-1.287829	
F-statistic	6.075941	Durbin-Watson stat	2.371371	
Prob(F-statistic)	0.017982			

Figura 32 - Modelo 2 RLM DLOGDESP_PR

O modelo 2 indica que MORT_INF é uma variável estatisticamente significativa para o modelo, tem a capacidade de explicar a variação na despesa em cuidados de saúde privada. A estatística F (figura 30) com um p -value = 0,37 não rejeitamos a hipótese nula, ou seja, não existe evidência de autocorrelação no modelo de ordem 2. O teste de especificação do modelo apresenta uma estatística T com um p -value = 0,72 pelo que não existe evidência de má especificação no modelo.

Dada a importância económica da variável DLPIB_P na explicação da variação da DCS privada foi realizado mais uma regressão. Esta encontra-se na figura 35.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.030226	Prob. F(2,39)	0.3664
-------------	----------	---------------	--------

Figura 30 – Teste Breusch-Godfrey, Modelo 2 DLOGDESP_PR

Ramsey RESET Test

Equation: MODELO2_RLM_DLOGDESP_PR
Specification: DLOGDESP_PR C MORT_INFA
Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
	0.367109	40	0.7155

Figura 31 – Teste Reset, Modelo 2 DLOGDESP_PR

Modelo 3

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: Least Squares
 Date: 10/13/16 Time: 12:45
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.040340	0.036525	1.104468	0.2758
DLPIB_P	0.760655	0.501994	1.515268	0.1374
R-squared	0.053031	Mean dependent var	0.087176	
Adjusted R-squared	0.029934	S.D. dependent var	0.129560	
S.E. of regression	0.127606	Akaike info criterion	-1.234336	
Sum squared resid	0.667620	Schwarz criterion	-1.152420	
Log likelihood	28.53822	Hannan-Quinn criter.	-1.204128	
F-statistic	2.296037	Durbin-Watson stat	2.268373	
Prob(F-statistic)	0.137377			

Figura 35 - Modelo 3 RLM DLOGDESP_PR

A regressão 3 tendo como variável explicativa apenas DLPIB_P com um p -value = 0.14 mostra que esta continua a ser estatisticamente não significativa para o modelo. No entanto, a estatística F com um p -value = 0,62 indica que não existe evidência de autocorrelação de ordem 2 e a estatística T com um p -value = 0,22 indica que não há evidência de má especificação.

Modelo 4

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: Least Squares
 Date: 10/13/16 Time: 14:51
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPIB_P	1.229846	0.268154	4.586339	0.0000
R-squared	0.024856	Mean dependent var	0.087176	
Adjusted R-squared	0.024856	S.D. dependent var	0.129560	
S.E. of regression	0.127940	Akaike info criterion	-1.251529	
Sum squared resid	0.687483	Schwarz criterion	-1.210571	
Log likelihood	27.90787	Hannan-Quinn criter.	-1.236425	
Durbin-Watson stat	2.316984			

Figura 37 - Teste Reset, Modelo 4 DLOGDESP_PR

Figura 38 - Modelo 4 RLM DLOGDESP_PR

Retirando a constante do modelo, DLPIB_P com um p -value= 0,0000 passa a ser uma variável estatisticamente significativa para a regressão. O modelo não apresenta autocorrelação (estatística F tem um p -value = 0,47) e não há evidência de má especificação (estatística T com um p -value= 0,90).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.491650	Prob. F(2,39)	0.6154
-------------	----------	---------------	--------

Figura 33 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 3 DLOGDESP_PR

Ramsey RESET Test

Equation: MODELO3_DLOGDESP_PR
 Specification: DLOGDESP_PR C DLPIB_P
 Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
	1.238903	40	0.2226

Figura 34 - Teste Reset, Modelo 3 DLOGDESP_PR

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.765720	Prob. F(2,40)	0.4717
-------------	----------	---------------	--------

Figura 36 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 4 DLOGDESP_PR

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED
 Specification: DLOGDESP_PR DLPIB_P
 Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
	0.124081	41	0.9019

Despesa em cuidados de saúde pública

Modelo 1

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: Least Squares
 Date: 10/13/16 Time: 14:08
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.016365	0.037919	-0.431578	0.6687
MORT_INFA	0.002665	0.001257	2.119806	0.0412
DLESP_VIDA	-2.375510	2.071365	-1.146833	0.2592
DDL_P_15	0.187609	2.969685	0.063175	0.9500
DLP_65	1.975596	1.611196	1.226167	0.2283
DLPIB_P	0.700867	0.408534	1.715563	0.0951
DLPO_R	1.271807	0.883076	1.440201	0.1587

R-squared	0.423365	Mean dependent var	0.094141
Adjusted R-squared	0.324514	S.D. dependent var	0.096152
S.E. of regression	0.079025	Akaike info criterion	-2.087087
Sum squared resid	0.218575	Schwarz criterion	-1.797475
Log likelihood	50.82882	Hannan-Quinn criter.	-1.980933
F-statistic	4.282835	Durbin-Watson stat	1.503877
Prob(F-statistic)	0.002449		

Figura 41 - Modelo 1 RLM DLOGDESP_PU

Wald Test
 Equation: MODELO1_DLOGDESP_PU

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.772212	(5, 35)	0.1442

Figura 39 - Teste Wald 1, Modelo1 DLOGDESP_PU

Wald Test
 Equation: MODELO1_DLOGDESP_PU

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.300636	(5, 35)	0.0658

Figura 40 - Teste Wald 2, Modelo1 DLOGDESP_PU

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.430633	Prob. F(2,34)	0.6536
-------------	----------	---------------	--------

Figura 42 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 1 DLOGDESP_PU

Ramsey RESET Test
 Equation: MODELO1_RML_DLOGDESP_PU
 Specification: DLOGDESP_PU C MORT_INFA DLESP_VIDA DLP_15
 DLP_65 DLPIB_P DLPO_R
 Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
	0.183418	35	0.8555

Figura 43 - Teste Reset, Modelo 1 DLOGDESP_PU

O teste F que testa a significância conjunta das variáveis engloba as variáveis DLESP_VIDA, DDL_P_15, DLP_65, DLPIB_P e DLPO_R e encontra-se na figura 39 com um p-value = 0,14. A figura 40 testa a significância conjunta das variáveis DLESP_VIDA, DDL_P_15, DLP_65, DLPIB_P e DLPO_R sendo que este apresenta um p-value = 0,07 para a estatística F. Estes testes indicam que as variáveis independentes à exceção de MORT_INFA e DLPIB_P podem ser retiradas do modelo. De acordo com o teste de Breusch-Godfrey não existe evidência de autocorrelação de ordem 2 (p-value = 0,66 para a estatística F) enquanto o teste RESET mostra que não há evidência de má especificação no modelo (p-value = 0,86 para a estatística T).

Modelo 2

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
Method: Least Squares
Date: 10/13/16 Time: 12:59
Sample (adjusted): 1971 2013
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.037532	0.018738	2.002944	0.0518
MORT_INFA	0.003703	0.000868	4.267770	0.0001
R-squared	0.307595	Mean dependent var	0.097214	
Adjusted R-squared	0.290707	S.D. dependent var	0.097113	
S.E. of regression	0.081788	Akaike info criterion	-2.123965	
Sum squared resid	0.274264	Schwarz criterion	-2.042049	
Log likelihood	47.66525	Hannan-Quinn criter.	-2.093757	
F-statistic	18.21386	Durbin-Watson stat	1.640169	
Prob(F-statistic)	0.000114			

Figura 46 - Modelo 2 RLM DLOGDESP_PU

Depois de estimar o modelo 2 com variável MORT_INF e um p -value = 0,0001 observa-se que esta continua a ser estatisticamente significativa para explicar o comportamento da variável dependente DLOGDESP_PU. O teste de autocorrelação diz-nos que não existe evidência de autocorrelação de ordem 2 (p -value = 0,44 para a estatística F), enquanto o teste RESET não deteta má especificação no modelo (p -value = 0,38 para a estatística T).

Modelo 3

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
Method: Least Squares
Date: 10/13/16 Time: 13:01
Sample (adjusted): 1971 2013
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019600	0.024214	0.809427	0.4229
DLPIB_P	1.260535	0.332801	3.787650	0.0005
R-squared	0.259210	Mean dependent var	0.097214	
Adjusted R-squared	0.241142	S.D. dependent var	0.097113	
S.E. of regression	0.084598	Akaike info criterion	-2.056419	
Sum squared resid	0.293429	Schwarz criterion	-1.974503	
Log likelihood	46.21301	Hannan-Quinn criter.	-2.026211	
F-statistic	14.34629	Durbin-Watson stat	1.673318	
Prob(F-statistic)	0.000489			

Figura 48 - Teste Reset, Modelo 3 DLOGDESP_PU

A variável DLPIB_P, com um p -value = 0,0005, mais uma vez mostra ser uma variável estatisticamente significativa para a explicação da variável DLOGDESP_PU. A estatística F que se encontra na figura 47 com o p -value = 0,50 indica que não existem autocorrelações no modelo de ordem 2. A estatística T com p -value = 0,39 (figura 48) confirma não há evidência de má especificação.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.833861	Prob. F(2,39)	0.4420
-------------	----------	---------------	--------

Figura 44 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 2 DLOGDESP_PU

Ramsey RESET Test

Equation: MODELO2_RLM_DLOGDESP_PU
Specification: DLOGDESP_PU C MORT_INFA
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.888420	40	0.3796

Figura 45 - Teste Reset, Modelo 2 DLOGDESP_PU

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.699582	Prob. F(2,39)	0.5029
-------------	----------	---------------	--------

Figura 47 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 3 DLOGDESP_PU

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED
Specification: DLOGDESP_PU C DLPIB_P
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.877606	40	0.3854

Figura 49 - Modelo 3 RLM DLOGDESP_PU

Despesa em cuidados de saúde total

Modelo 1

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: Least Squares
 Date: 10/13/16 Time: 14:08
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008863	0.033560	0.264104	0.7932
MORT_INFA	0.003067	0.001113	2.756588	0.0092
DLESP_VIDA	-1.910265	1.833263	-1.042003	0.3046
DDL_P_15	1.134769	2.628322	0.431746	0.6686
DLP_65	0.817162	1.425990	0.573049	0.5703
DLPIB_P	0.446338	0.361574	1.234431	0.2253
DLPO_R	0.902442	0.781567	1.154658	0.2561
R-squared	0.418850	Mean dependent var	0.091007	
Adjusted R-squared	0.319224	S.D. dependent var	0.084768	
S.E. of regression	0.069941	Akaike info criterion	-2.331307	
Sum squared resid	0.171213	Schwarz criterion	-2.041696	
Log likelihood	55.95746	Hannan-Quinn criter.	-2.225153	
F-statistic	4.204237	Durbin-Watson stat	1.726375	
Prob(F-statistic)	0.002755			

Figura 52 - Modelo 1 RLM DLOGDESP_T

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.650421	Prob. F(2,33)	0.5284
-------------	----------	---------------	--------

Figura 53 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 1 DLOGDESP_T

Wald Test
 Equation: MODELO1_RLM_DLOGDESP_T

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.883126	(5, 35)	0.5027

Figura 50 - Teste Wald 1, Modelo1 DLOGDESP_T

Wald Test
 Equation: MODELO1_DLOGDESP_T

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.438917	(5, 35)	0.0536

Figura 51 - Teste Wald 2, Modelo1 DLOGDESP_T

Ramsey RESET Test
 Equation: MODELO1_RLM_DLOGDESP_T
 Specification: DLOGDESP_T C MORT_INFA DLESP_VIDA DDL_P_15
 DLP_65 DLPIB_P DLPO_R
 Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
	0.029257	34	0.9768

Figura 54 - Teste Reset, Modelo 1 DLOGDESP_T

A figura 50 mostra o teste de significância conjunta das variáveis independentes à exceção de MORT_INFA. O p -value da estatística F é igual a 0,50, valor que indica que as variáveis independentes, à exceção de MORT_INFA e DLPIB_P podem ser retiradas do modelo. Todavia o teste Wald 2 (figura 51) que inclui todas as variáveis à exceção de DLPIB com um p -value = 0,053 para a estatística F mostra que as variáveis em global são estatisticamente significativas para o modelo. O teste Breusch-Godfrey (figura 53) dá-nos um p -value = 0,53 para a estatística F, o que significa que não existe evidência de autocorrelações de ordem 2. O p -value = 0,98 para a estatística T presente na figura 54 indica que o modelo está bem especificado.

Modelo 2

Dependent Variable: DLOGDESP_T
Method: Least Squares
Date: 10/13/16 Time: 13:45
Sample (adjusted): 1971 2013
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036285	0.015766	2.301458	0.0265
MORT_INF	0.003554	0.000730	4.867529	0.0000
R-squared	0.366236	Mean dependent var		0.093557
Adjusted R-squared	0.350778	S.D. dependent var		0.085406
S.E. of regression	0.068815	Akaike info criterion		-2.469383
Sum squared resid	0.194158	Schwarz criterion		-2.387467
Log likelihood	55.09174	Hannan-Quinn criter.		-2.439175
F-statistic	23.69284	Durbin-Watson stat		1.893040
Prob(F-statistic)	0.000017			

Figura 57 - Modelo 2 RLM DLOGDESP_T

O modelo 2 (figura 57) com um p -value = 0,0001 para variável MORT_INF prova que esta é estatisticamente significativa para explicar o comportamento da variável DLOGDESP_T. O teste de autocorrelação diz-nos que não existe autocorrelação de ordem 2 (p -value = 0,56 para a estatística F) e que o modelo não apresenta evidência de má especificação do modelo (p -value = 0,72 para a estatística T).

Modelo 3

Dependent Variable: DLOGDESP_T
Method: Least Squares
Date: 10/13/16 Time: 13:10
Sample (adjusted): 1971 2013
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027877	0.021569	1.292408	0.2035
DLPIB_P	1.066725	0.296450	3.598329	0.0009
R-squared	0.240009	Mean dependent var		0.093557
Adjusted R-squared	0.221472	S.D. dependent var		0.085406
S.E. of regression	0.075357	Akaike info criterion		-2.287753
Sum squared resid	0.232829	Schwarz criterion		-2.205837
Log likelihood	51.18669	Hannan-Quinn criter.		-2.257545
F-statistic	12.94797	Durbin-Watson stat		1.814745
Prob(F-statistic)	0.000854			

Figura 60 - Modelo 3 RLM DLOGDESP_T

A variável DLPIB_P com um p -value = 0,0009 mostra ser uma variável estatisticamente significativa para a explicação da variável dependente DLOGDESP_T. A estatística F que se encontra na figura 58, com o p -value = 0,61, indica que não existem autocorrelações de ordem 2. A estatística T com p -value = 0,14 (figura 59) confirma que o modelo está bem especificado.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.588978	Prob. F(2,39)	0.5598
-------------	----------	---------------	--------

Figura 55 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 2 DLOGDESP_T

Ramsey RESET Test

Equation: MODELO2_RLM_DLOGDESP_T
Specification: DLOGDESP_T C MORT_INF
Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
	0.365687	40	0.7165

Figura 56 - Teste Reset, Modelo 2 DLOGDESP_T

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.495890	Prob. F(2,39)	0.6128
-------------	----------	---------------	--------

Figura 58 - Teste Breusch-Godfrey, Modelo 3 DLOGDESP_T

Ramsey RESET Test

Equation: MODELO3_RLM_DLOGDESP_T
Specification: DLOGDESP_T C DLPIB_P
Omitted Variables: Squares of fitted values

t-statistic	Value	df	Probability
	1.491004	40	0.1438

Figura 59 - Teste Reset, Modelo 3 DLOGDESP_T

6.2.3 Interpretação dos coeficientes

Despesa em
Cuidados de
Saúde

	Modelo	Variável	$\hat{\beta}$	Conclusão
Privada	2	MORT_INFA	0,0032	Quando taxa de mortalidade infantil aumenta 1 ponto percentual a DCS Privada aumenta 0,3%.
	4	DLPIB_P	1,2298	Quando o PIB per-capita aumenta um de 1% a DCS privada aumenta 1,2%.
Pública	2	MORT_INFA	0,0037	A DCS Pública cresce 0,37% quando a mortalidade infantil aumenta 1 ponto percentual.
	3	DLPIB_P	1,2610	Quando o PIB per-capita 1% a DCS pública aumenta 1,2 %.
Total	2	MORT_INFA	0,0036	Quando a percentagem de mortalidade infantil aumenta 1 ponto percentual a DCS Total aumenta 0,4%.
	3	DLPIB_P	1,0667	A DCS Total aumenta 1,3% quando o PIB per-capita aumenta 1%.

Figura 61 – Interpretação dos coeficientes dos modelos estimados

A capacidade explicativa do rendimento na variação da despesa em cuidados privado é muito fraca, explica apenas 3% total da variação na despesa em cuidados de saúde privada. No caso da despesa em cuidados de saúde pública e total o resultado é mais satisfatório, com capacidade explicativa de 26%, 24% respetivamente.

Se observamos a figura 1 conseguimos perceber que o PIB tem uma capacidade de explicar a variação da despesa em cuidados de saúde pouco satisfatória. O PIB não varia tanto ao longo do tempo como varia a despesa em cuidados de saúde. Isto mostra que o estudo realizado para os EUA nos anos entre 1940 e 1990 (ver capítulo 3.1.1) também se aplica a Portugal. Ou seja, o rendimento tem um impacto pouco significativo no crescimento da despesa em cuidados de saúde, mas uma variável como o progresso tecnológico (mortalidade é uma proxy do progresso tecnológico) seria uma das principais variáveis pelo aumento da despesa em CS.

Com elasticidades do rendimento dos serviços de saúde superiores a 1, iguais a 1,29 no caso dos serviços de saúde privada, de 1,261 para os serviços de saúde pública e de 1,067 para os serviços de saúde total, este serviço (ver capítulo 3.1.1) é considerado

um serviço de luxo, logo, deve seguir a lei da oferta e da procura. Estas elasticidades mostram também que a despesa em cuidados de saúde cresce mais depressa do que a riqueza gerada em Portugal.

A mortalidade infantil (proxy da evolução tecnológica) prova ser um fator determinante para medir a evolução da despesa em cuidados de saúde (privada, pública e total) em Portugal. Esta tem uma maior capacidade explicativa da variação total na despesa em cuidados de saúde dado que ela explica 13% da variação total na despesa em cuidados de saúde privada vs 3% no caso do PIB per-capita, 31% da variação total em cuidados de saúde pública vs 26% no caso do PIB per-capita e 36% da variação total da despesa em cuidados de saúde total vs 24% no caso do PIB per-capita.

Apesar de ainda não haver uma conceptualização, mensuração e incorporação dos efeitos do progresso tecnológico no modelo econométrico utilizado para explicar a evolução da despesa em cuidados de saúde, a mortalidade infantil provou ser uma variável adequada como *proxy* do progresso tecnológico em Portugal.

Conclusão

O modelo ARIMA é um modelo bastante utilizado para fazer a previsão de variáveis com séries temporais longas. Este modelo oferece boas técnicas para a previsão mas, como qualquer outro modelo, este também tem as suas limitações nomeadamente quando a série não tem muitas observações.

O modelo ARIMA (2,1,2), de acordo com o critério AIC e BIC, tem a melhor performance para realizar a previsão da despesa em cuidados de saúde privada, pública. O modelo ARIMA (2,1,2) permitiu fazer a respetiva previsão da despesa em cuidados de saúde privada, pública e total, tendo o resultado refletido um aumento nos anos 2014 e 2015. Dado que os dados utilizados para a elaboração deste trabalho final de mestrado foram recolhidos em 2015, o valor da despesa em cuidados de saúde privada, pública e total real referente ao ano 2015 já se encontram disponíveis no *site* OECD. Esta publicação permitiu comparar o valor da previsão na despesa em cuidados de saúde pública e total obtida neste estudo e o valor real disponível para a despesa em cuidados de saúde pública. Concluímos que a previsão da despesa em cuidados de saúde está bastante próxima do valor real. Assim, podemos confirmar que a modelação obtida neste trabalho pode ser de facto utilizada para fazer a previsão da despesa em cuidados de saúde.

A previsão da despesa em cuidados de saúde poderá ser útil para o governo português uma vez que com este resultado o governo pode planear e executar políticas que permitam diminuir o peso desta despesa no orçamento do estado sem colocar em causa o bem-estar da sociedade portuguesa e investir em outras áreas tais como a investigação, educação, e em outras áreas que permitam aumentar a riqueza do país e a qualidade de vida da sociedade portuguesa.

O modelo de Regressão Linear Múltipla permitiu concluir que a variável com maior impacto na explicação da variação na despesa em cuidados de saúde privada, pública, e total em Portugal é a mortalidade infantil, *proxy* da evolução tecnológica. O PIB per-capita é uma variável económica fundamental nos modelos econométricos que procuram explicar fenómenos económicos. No entanto, o PIB per-capita no modelo de regressão linear elaborado para o estudo da evolução da despesa em cuidados de saúde não confirmou a sua grande importância.

O progresso tecnológico que se reflete através da mortalidade infantil mostrou, de facto, ter uma forte correlação com a evolução da despesa em cuidados de saúde em Portugal. Deste modo, é importante a realização de mais estudos que permitam a conceptualização, mensuração e incorporação dos efeitos do progresso tecnológico no modelo econométrico utilizado para explicar a evolução da despesa em cuidados de saúde não só em Portugal como para todos os países do mundo.

Referências bibliográficas

Ang, J. (2010). The determinants of healthcare expenditure in Australia. *Applied Economics Letters* 17 p.639-644.

Barros, P. (1998). The black box of health care expenditure growth determinants, *Health Economics*, 7, p.533–44.

Barros, P. (2013). *Economia da saúde*, 3ª Ed. Edições Almedina, Coimbra/Portugal.

Bilgel, F. & Tran, K. (2013). The determinants of Canadian provincial health expenditures: evidence from a dynamic panel. *Applied Economics* 45 p.201-212

Brown, M. C. (1987). *Caring for Profit: Economic Dimension of Canada's Health Industry*, Fraser Institute, Vancouver.

Conta Satélite da Saúde - 2000-2008 (2010), Lisboa, Instituto Nacional de Estatística – I.P.

Conta Satélite da Saúde – Base 2011, 2010 – 2013Pe (2014), Lisboa, Instituto Nacional de Estatística – I.P.

Conta Satélite da Saúde 2012 – 2014Pe (2015), Lisboa, Instituto Nacional de Estatística – I.P

Crivelli, L., Filippini, M. and Mosca, L. (2006) Federalism and regional health care expenditures: an empirical analysis for the Swiss cantons, *Health Economics*, 15, 535–41.

Di Matteo, L. (2005) The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution and time, *Health Policy*, 71, 23–42.

Di Matteo, L. and Di Matteo, R. (1998) Evidence on the determinants of Canadian provincial government health expenditures: 1965–1991, *Journal of Health Economics*, 17, 211–28.

Dormont, B., Grignon, M. and Huber, H. (2006) Health expenditure growth: reassessing the threat of ageing, *Health Economics*, 15, 947–63.

Evans, R. G., Mcgrail, K. M., Morgan, S. G., Barer, M. L. and Hertzman, C. (2001) Apocalypse no: population aging and the future of health care systems, *Canadian Journal on Aging*, 20, 160–91.

Felder, S., Meier, M. and Schmitt, H. (2000) Health care expenditure in the last months of life, *Journal of Health Economics*, 19, 679–95.

Gbesemete, K. P. and Gerdtham, U.-G. (1992) Determinants of health care expenditure in Africa: a cross-sectional study, *World Development*, 20, 303–8.

Gerdtham, U. G., Sogaard, J., Andersson, F. and Jonsson, B. (1992) An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries, *Journal of Health Economics*, 11, 63–84.

Getzen, T. E. (2000) Health care is an individual necessary and national luxury: applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures, *Journal of Health Economics*, 19, 259–70.

Giannoni, M. and Hitiris, T. (2002) The regional impact of health care expenditure: the case of Italy, *Applied Economics*, 34, 1829–36.

Herwartz, H. and Theilen, B. (2003) The determinants of health care expenditure: testing pooling restrictions in small samples, *Health Economics*, 12, 113–24.

Hitiris, T. and Posnett, J. (1992) The determinants and effects of health expenditure in developed countries, *Journal of Health Economics*, 11, 173–81.

Leu, R. E. (1986) The public-private mix and international health care cost, in *Public and Private Health Services* (Eds) A. J. Culyer and B. Jonsson, Basil Blackwell, Oxford, pp. 41–63.

Lim C. (2015). *Forecasting Coconut Production in Philippines with ARIMA Model*, Dela Salle University, Manila, Philippines.

Martín, J., González, M., and García, D. (2011). Review of the Literature on the determinants of healthcare expenditure. *Applied Economics* 43 p.19-46

Okunade A. e Murthy V. (2002). Technology as a `major driver 'of health care cost: cointegration analysis of the Newhouse conjecture. *Journal of Health Economics*, 21 (147-159)

Organization for Economic Co-operation and Development (2015). *Annual Health Spending Database* (Base de dados), Novembro 2015

Disponível em: <https://data.oecd.org/healthres/health-spending.htm>

Organization for Economic Co-operation and Development (2015). *Annual Helderly population Database* (Base de dados), Novembro 2015

Disponível em: <https://data.oecd.org/pop/elderly-population.htm>

Organization for Economic Co-operation and Development (2015). *Annual Gross Domestic Product (GDP) Database* (Base de dados), Novembro 2015

Disponível em: <https://data.oecd.org/gdp/gross-domestic-product-gdp.htm>

Organization for Economic Co-operation and Development (2015). *Annual Infant mortality Database* (Base de dados), Novembro 2015

Disponível em: <https://data.oecd.org/healthstat/infant-mortality-rates.htm>

Organization for Economic Co-operation and Development (2015). *Annual Life expectancy at birth* (Base de dados), Novembro 2015

Disponível em: <https://data.oecd.org/healthstat/life-expectancy-at-birth.htm>

Organization for Economic Co-operation and Development (2015). *Annual Life expectancy at 65* (Base de dados), Novembro 2015

Disponível em: <https://data.oecd.org/healthstat/life-expectancy-at-65.htm>

Organization for Economic Co-operation and Development (2015). *Annual Working Age Population Database* (Base de dados), Novembro 2015

Disponível em: <https://data.oecd.org/pop/working-age-population.htm#indicator-chart>

Parkin, D., Mcguire, A. and Yule, B. (1987) Aggregate health expenditure and national income: is health care a luxury good, *Journal of Health Economics*, 6, 109–27.

Paulo, A. (2010). *SNS: Caracterização e Desafios*. GPEARI-MFAP 09

Roberts, J. (2000) Spurious regression problems in the determinants of health care expenditure: a comment on Hitiris (1997), *Applied Economics Letters*, 7, 279–83.

Seshamani, M. and Gray, A. (2004) A longitudinal study of the effects of age and time to death on hospital costs, *Journal of Health Economics*, 23, 217–35.

Werblow, A., Felder, S. and Zweifel, P. (2007) Population ageing and health care expenditure: a school of ‘red herrings’?, *Health Economics*, 16, 1109–26.

Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A modern approach*, 5th Ed. South-Western Cengage Learning

Zweifel, P., Felder, S. and Meiers, M. (1999) Ageing of population and health care expenditure: a red herring?, *Health Economics*, 8, 485–96.

Axenos

Séries temporais (1970-2013)

Ano	pib_pc	pop_65	pop_15	pop_res	esp_vida	mort_infa	desp_priv	desp_pub	desp_tot
1970	1978	9	29	9	67	56	20	26	45
1971	2235	10	29	9	66	56	23	32	55
1972	2523	10	29	9	68	52	32	44	76
1973	2957	10	28	9	68	41	40	57	97
1974	3214	10	28	9	68	45	43	69	112
1975	3234	10	28	9	68	38	66	89	155
1976	3545	11	27	9	69	39	58	107	164
1977	3934	11	27	9	70	33	51	111	162
1978	4282	11	27	10	71	30	63	119	182
1979	4845	11	26	10	71	29	65	135	201
1980	5465	11	26	10	71	26	99	165	265
1981	6020	12	25	10	72	24	117	189	306
1982	6489	12	25	10	73	22	154	180	334
1983	6705	12	25	10	72	20	163	164	327
1984	6789	12	24	10	73	19	171	168	339
1985	7187	12	24	10	73	17	181	209	389
1986	7636	12	23	10	73	18	222	235	457
1987	8344	12	23	10	74	16	240	245	485
1988	9308	13	22	10	74	14	264	298	562
1989	10324	13	21	10	74	13	273	301	574
1990	11172	13	20	10	74	12	217	401	618
1991	12082	14	20	10	74	11	277	454	731
1992	12497	14	19	10	75	11	321	454	775
1993	12519	14	19	10	75	9	307	503	809
1994	12878	15	18	10	76	9	314	515	829
1995	13671	15	18	10	75	8	380	606	985
1996	14182	15	17	10	75	7	380	678	1058
1997	15047	15	17	10	76	7	397	719	1116
1998	15804	16	17	10	76	6	397	771	1167
1999	16806	16	17	10	76	6	429	852	1281
2000	17847	16	16	11	77	6	429	1062	1490
2001	18589	16	16	10	77	6	444	1115	1558
2002	19332	17	16	10	77	5	441	1208	1649
2003	19824	17	16	10	78	5	500	1260	1760
2004	20298	17	16	10	78	4	535	1348	1883
2005	22073	17	16	11	78	4	586	1493	2079
2006	23872	17	16	11	79	4	660	1519	2179
2007	25221	18	16	11	79	3	702	1582	2284
2008	26096	18	16	11	80	3	756	1679	2435
2009	26209	18	15	11	80	3	765	1821	2586
2010	26943	18	15	11	80	4	790	1847	2637
2011	26932	19	15	11	81	3	822	1732	2554
2012	27125	19	15	11	81	3	866	1657	2523
2013	27930	20	15	10	81	3	841	1674	2514

Testes raiz unitária Dickey-Fuller

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOGD_PR		
Null Hypothesis: LOGD_PR has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.330716	0.4092
Test critical values:		
1% level	-4.186481	
5% level	-3.518090	
10% level	-3.189732	

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

Figura 62 - Teste raiz unitária LOGD_PR

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLOGDESP_PR		
Null Hypothesis: DLOGDESP_PR has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.313590	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 63 - Teste raiz unitária DLOGDESP_PR

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOGD_PU		
Null Hypothesis: LOGD_PU has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.198464	0.4783
Test critical values:		
1% level	-4.186481	
5% level	-3.518090	
10% level	-3.189732	

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

Figura 64 - Teste raiz unitária LOGD_PU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLOGDESP_PU		
Null Hypothesis: DLOGDESP_PU has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.025290	0.0010
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 65 - Teste raiz unitária DLOGDESP_PU

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOGD_TO		
Null Hypothesis: LOGD_TO has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.413283	0.8417
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

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

Figura 66 - Teste raiz unitária LOGD_TO

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLOGDESP_T		
Null Hypothesis: DLOGDESP_T has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.664336	0.0030
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

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

Figura 67 - Teste raiz unitária DLOGDESP_T

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on MORT_INFA		
Null Hypothesis: MORT_INFA has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.542112	0.0477
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 68 - Teste raiz unitária MORT_INFA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LP_15		
Null Hypothesis: LP_15 has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.308299	0.4205
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 69 - Teste raiz unitária LP_15

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLP_15		
Null Hypothesis: DLP_15 has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.832345	0.6710
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 70 - Teste raiz unitária DLP_15

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DDLP_15		
Null Hypothesis: DDLP_15 has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.907452	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.198503	
5% level	-3.523623	
10% level	-3.192902	

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

Figura 71 - Teste raiz unitária DDLP_15

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LP_65		
Null Hypothesis: LP_65 has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.000968	0.1467
Test critical values:		
1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

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

Figura 72 - Teste raiz unitária LP_65

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLP_65		
Null Hypothesis: DLP_65 has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.625320	0.0032
Test critical values:		
1% level	-4.198503	
5% level	-3.523623	
10% level	-3.192902	

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

Figura 73 - Teste raiz unitária DLP_65

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LESP_VIDA		
Null Hypothesis: LESP_VIDA has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.084013	0.1232
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 74 - Teste raiz unitária LESP_VIDA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLESP_VIDA		
Null Hypothesis: DLESP_VIDA has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.73809	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 75 - Teste raiz unitária DLESP_VIDA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LPIB_P		
Null Hypothesis: LPIB_P has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.972100	0.9364
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

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

Figura 76 - Teste raiz unitária LPIB_P

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLPIB_P		
Null Hypothesis: DLPIB_P has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.861937	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

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

Figura 77 - Teste raiz unitária DLPIB_P

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LPO_R		
Null Hypothesis: LPO_R has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.786524	0.6939
Test critical values:		
1% level	-4.186481	
5% level	-3.518090	
10% level	-3.189732	

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

Figura 78 - Teste raiz unitária LPO_R

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLPO_R		
Null Hypothesis: DLPO_R has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.915636	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Figura 79 - Teste raiz unitária DLPO_R

Correlogramas

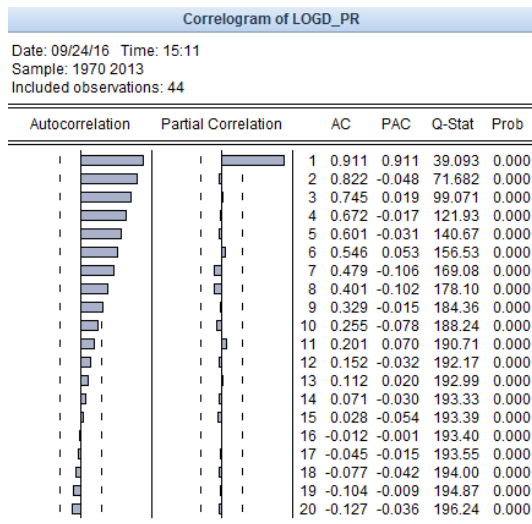


Figura 80 - Correlograma de LOGD_PR

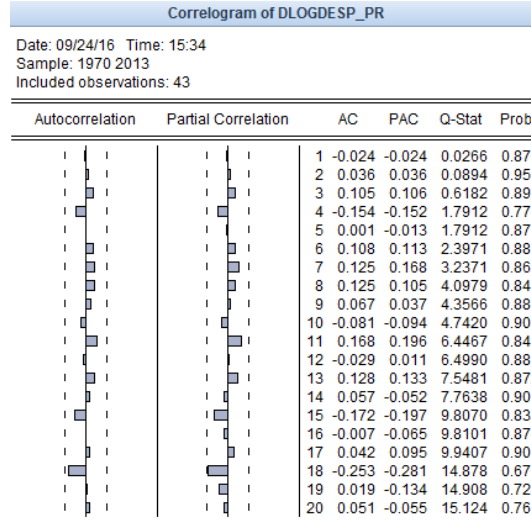


Figura 81 - Correlograma de DLOGDESP_PR

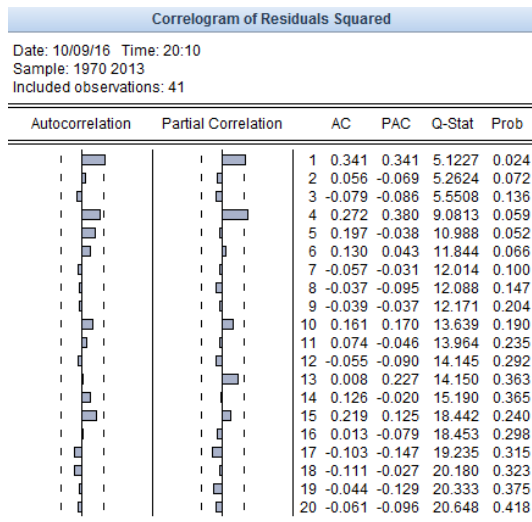


Figura 82 – Correlograma dos resíduos do Modelo 7 ARIMA DLOGDES_PR

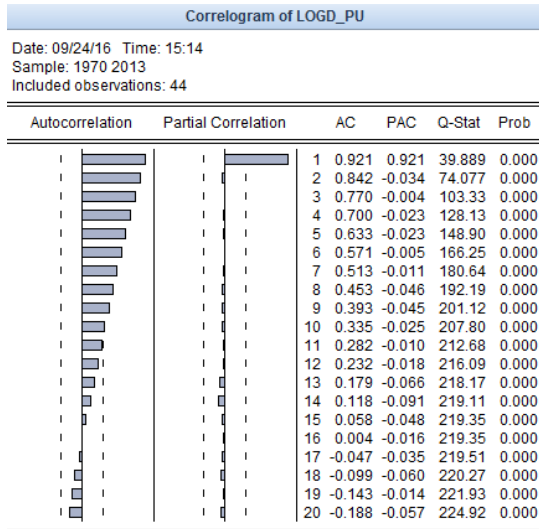


Figura 83 - Correlograma de LOGD_PU

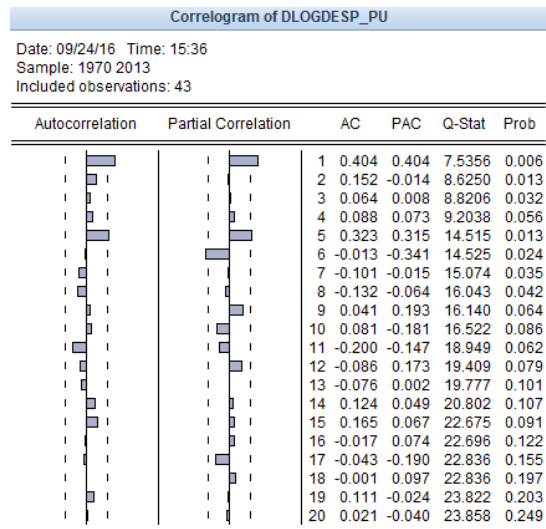


Figura 84 - Correlograma de DLOGDESP_PU

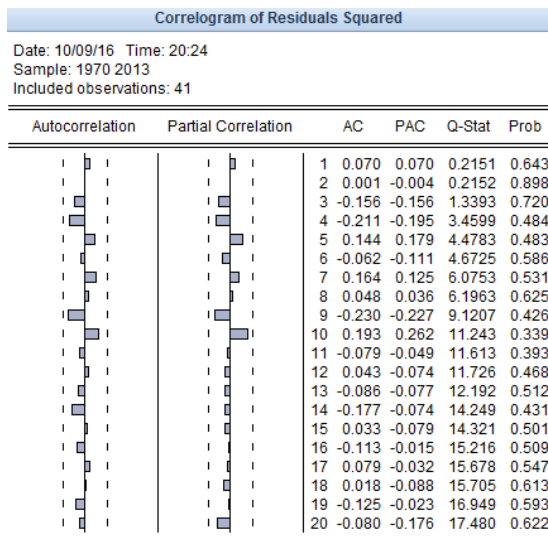


Figura 85 - Correlograma dos resíduos do Modelo 7 ARIMA DLOGDES_PU

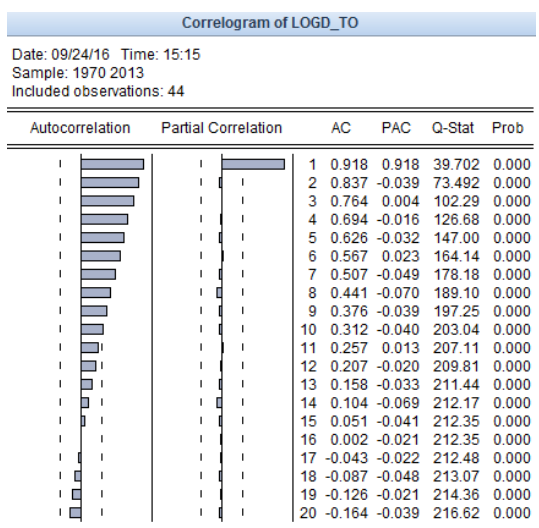


Figura 86 - Correlograma de LOGD_TO

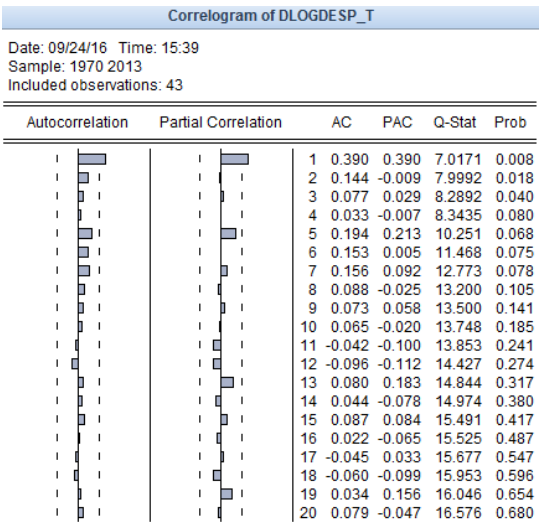


Figura 87 - Correlograma de DLOGDESP_T

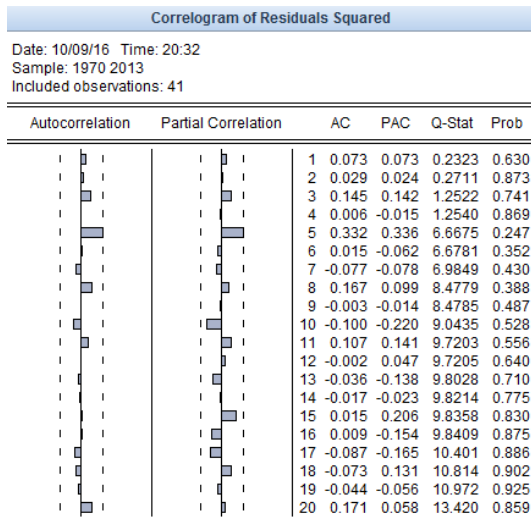


Figura 88 – Correlograma dos resíduos do Modelo 7 ARIMA DLOGDES_T

Estimação de modelos ARIMA

DLOGDESP_PR						
Modelo	ARIMA (p,d,q)	AIC	BIC	R2	Prob	MAPE
1	ARIMA (1,1,0)	-1.158249	-1.075503	0.000581	0.8795	947.2657
2	ARIMA (0,1,1)	-1.180397	-1.098481	0.000551	0.8854	938.8876
3	ARIMA (1,1,1)	-1.352651	-1.228532	0.215417	0.0000	479.4592
4	ARIMA (0,1,2)	-1.182652	-1.100735	0.002801	0.6255	886.2267
5	ARIMA (1,1,2)	-1.112675	-0.988556	0.002624	0.6582	894.4648
6	ARIMA (2,1,1)	-1.193486	-1.068103	0.014464	0.4518	829.1298
7	ARIMA (2,1,2)	-1.384130	-1.258746	0.185526	0.0000	627.8524

Figura 89 - Modelos ARIMA DLOGDESP_PR

DLOGDESP_PU						
Modelo	ARIMA (p,d,q)	AIC	BIC	R2	Prob	MAPE
1	ARIMA (1,1,0)	-1.966917	-1.884170	0.174925	0.0058	404.2731
2	ARIMA (0,1,1)	-1.922792	-1.840875	0.153301	0.0091	319.1653
3	ARIMA (1,1,1)	-2.095646	-1.971526	0.308318	0.0000	302.3856
4	ARIMA (0,1,2)	-1.785210	-1.703294	0.028417	0.2488	469.7389
5	ARIMA (1,1,2)	-1.922985	-1.798866	0.177962	0.5290	337.4036
6	ARIMA (2,1,1)	-2.242971	-2.117587	0.110569	0.4215	413.143
7	ARIMA (2,1,2)	-2.151916	-2.026533	0.257592	0.0000	201.9565

Figura 90 - Modelos ARIMA DLOGDESP_PU

DLOGDESP_T						
Modelo	ARIMA (p,d,q)	AIC	BIC	R2	Prob	MAPE
1	ARIMA (1,1,0)	-2.206041	-2.123295	0.164216	0.0078	144.0855
2	ARIMA (0,1,1)	-2.170143	-2.088227	0.145158	0.0114	157.2831
3	ARIMA (1,1,1)	-2.485493	-2.361374	0.397373	0.0000	153.6735
4	ARIMA (0,1,2)	-2.049724	-1.967807	0.035764	0.1152	181.6344
5	ARIMA (1,1,2)	-2.168964	-2.044845	0.172980	0.1934	144.431
6	ARIMA (2,1,1)	-2.242971	-2.117587	0.080131	0.4215	151.8022
7	ARIMA (2,0,2)	-2.559531	-2.434148	0.329736	0.0000	145.1791

Figura 91 - Modelos ARIMA DLOGDESP_T

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:17
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.086091	0.019967	4.311720	0.0001
AR(1)	-0.024312	0.159367	-0.152552	0.8795

R-squared	0.000581	Mean dependent var	0.085997
Adjusted R-squared	-0.024404	S.D. dependent var	0.130897
S.E. of regression	0.132485	Akaike info criterion	-1.158249
Sum squared resid	0.702090	Schwarz criterion	-1.075503
Log likelihood	26.32322	Hannan-Quinn criter.	-1.127919
F-statistic	0.023272	Durbin-Watson stat	1.924718
Prob(F-statistic)	0.879518		

Inverted AR Roots	-.02
-------------------	------

Figura 92 - DLOGDESP_PR AR (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:18
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 4 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1970

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.087208	0.019550	4.460832	0.0001
MA(1)	-0.022885	0.157744	-0.145078	0.8854

R-squared	0.000551	Mean dependent var	0.087176
Adjusted R-squared	-0.023826	S.D. dependent var	0.129560
S.E. of regression	0.131095	Akaike info criterion	-1.180397
Sum squared resid	0.704619	Schwarz criterion	-1.098481
Log likelihood	27.37854	Hannan-Quinn criter.	-1.150189
F-statistic	0.022583	Durbin-Watson stat	1.978410
Prob(F-statistic)	0.881283		

Inverted MA Roots	.02
-------------------	-----

Figura 93 - DLOGDESP_PR MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 08/17/16 Time: 17:51
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 18 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1971

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.057099	0.012931	4.415541	0.0001
AR(1)	0.824387	0.076918	10.71780	0.0000
MA(1)	-0.960713	0.054489	-17.63146	0.0000

R-squared	0.215417	Mean dependent var	0.085997
Adjusted R-squared	0.175182	S.D. dependent var	0.130897
S.E. of regression	0.118880	Akaike info criterion	-1.352651
Sum squared resid	0.551168	Schwarz criterion	-1.228532
Log likelihood	31.40567	Hannan-Quinn criter.	-1.307157
F-statistic	5.353972	Durbin-Watson stat	2.177812
Prob(F-statistic)	0.008820		

Inverted AR Roots	.82
Inverted MA Roots	.96

Figura 94 - DLOGDESP_PR AR (1) MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:19
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 12 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1969 1970

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.087393	0.021451	4.074004	0.0002
MA(2)	0.077245	0.157052	0.491844	0.6255

R-squared	0.002801	Mean dependent var	0.087176
Adjusted R-squared	-0.021521	S.D. dependent var	0.129560
S.E. of regression	0.130947	Akaike info criterion	-1.182652
Sum squared resid	0.703033	Schwarz criterion	-1.100735
Log likelihood	27.42701	Hannan-Quinn criter.	-1.152444
F-statistic	0.115166	Durbin-Watson stat	2.038215
Prob(F-statistic)	0.736069		

Inverted MA Roots	-.00+.28i	-.00-.28i
-------------------	-----------	-----------

Figura 95 - DLOGDESP_PR MA (2)

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:20
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 14 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1970 1971

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.086432	0.021499	4.020265	0.0003
AR(1)	-0.028908	0.161618	-0.178865	0.8590
MA(2)	0.071924	0.161347	0.445774	0.6582
R-squared	0.002624	Mean dependent var		0.085997
Adjusted R-squared	-0.048524	S.D. dependent var		0.130897
S.E. of regression	0.134035	Akaike info criterion		-1.112675
Sum squared resid	0.700655	Schwarz criterion		-0.988556
Log likelihood	26.36618	Hannan-Quinn criter.		-1.067181
F-statistic	0.051298	Durbin-Watson stat		1.928944
Prob(F-statistic)	0.950059			
Inverted AR Roots	-.03			
Inverted MA Roots	-.00+ .27i	-.00- .27i		

Figura 96 - DLOGDESP_PR AR (1) MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 12:35
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 41 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 7 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1972

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.086570	0.021267	4.070623	0.0002
AR(2)	0.141318	0.158127	0.893700	0.3771
MA(1)	0.334581	0.155994	2.144834	0.0384
R-squared	0.110569	Mean dependent var		0.088526
Adjusted R-squared	0.063756	S.D. dependent var		0.090104
S.E. of regression	0.087184	Akaike info criterion		-1.971232
Sum squared resid	0.288841	Schwarz criterion		-1.845849
Log likelihood	43.41027	Hannan-Quinn criter.		-1.925575
F-statistic	2.361961	Durbin-Watson stat		2.049362
Prob(F-statistic)	0.107929			
Inverted AR Roots	.38	-.38		
Inverted MA Roots	-.33			

Figura 97 - DLOGDESP_PR AR (2) MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:52
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 41 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.079428	0.020845	3.810364	0.0005
AR(2)	0.038884	0.153878	0.252695	0.8018
R-squared	0.001635	Mean dependent var		0.079872
Adjusted R-squared	-0.023964	S.D. dependent var		0.126284
S.E. of regression	0.127788	Akaike info criterion		-1.229333
Sum squared resid	0.636864	Schwarz criterion		-1.145744
Log likelihood	27.20133	Hannan-Quinn criter.		-1.198895
F-statistic	0.063855	Durbin-Watson stat		2.161603
Prob(F-statistic)	0.801831			
Inverted AR Roots	.20	-.20		

Figura 98 - DLOGDESP_PR AR (2)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 08/17/16 Time: 17:57
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.090517	0.023349	3.876754	0.0004
AR(1)	0.413213	0.141894	2.912119	0.0058

R-squared	0.174925	Mean dependent var	0.094141
Adjusted R-squared	0.154298	S.D. dependent var	0.096152
S.E. of regression	0.088423	Akaike info criterion	-1.966917
Sum squared resid	0.312747	Schwarz criterion	-1.884170
Log likelihood	43.30525	Hannan-Quinn criter.	-1.936587
F-statistic	8.480439	Durbin-Watson stat	2.048128
Prob(F-statistic)	0.005846		

Inverted AR Roots	.41
-------------------	-----

Figura 99 - DLOGDESP_PU AR (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/20/16 Time: 23:09
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 5 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1970

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.096991	0.019130	5.070216	0.0000
MA(1)	0.393506	0.143627	2.739784	0.0091

R-squared	0.153301	Mean dependent var	0.097214
Adjusted R-squared	0.132650	S.D. dependent var	0.097113
S.E. of regression	0.090443	Akaike info criterion	-1.922792
Sum squared resid	0.335380	Schwarz criterion	-1.840875
Log likelihood	43.34002	Hannan-Quinn criter.	-1.892584
F-statistic	7.423350	Durbin-Watson stat	1.896916
Prob(F-statistic)	0.009421		

Inverted MA Roots	-.39
-------------------	------

Figura 100 - DLOGDESP_PU MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 08/17/16 Time: 17:58
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 10 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1971

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.066252	0.019173	3.455401	0.0013
AR(1)	0.803596	0.096008	8.370110	0.0000
MA(1)	-0.784321	0.141958	-5.525038	0.0000

R-squared	0.308318	Mean dependent var	0.094141
Adjusted R-squared	0.272847	S.D. dependent var	0.096152
S.E. of regression	0.081992	Akaike info criterion	-2.095646
Sum squared resid	0.262184	Schwarz criterion	-1.971526
Log likelihood	47.00856	Hannan-Quinn criter.	-2.050151
F-statistic	8.692152	Durbin-Watson stat	1.670318
Prob(F-statistic)	0.000755		

Inverted AR Roots	.80
Inverted MA Roots	.78

Figura 101 - DLOGDESP_PU AR (1) MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/20/16 Time: 23:16
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 5 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1969 1970

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.097489	0.017362	5.614967	0.0000
MA(2)	0.181454	0.155109	1.169847	0.2488

R-squared	0.028417	Mean dependent var	0.097214
Adjusted R-squared	0.004720	S.D. dependent var	0.097113
S.E. of regression	0.096884	Akaike info criterion	-1.785210
Sum squared resid	0.384847	Schwarz criterion	-1.703294
Log likelihood	40.38202	Hannan-Quinn criter.	-1.755002
F-statistic	1.199166	Durbin-Watson stat	1.250987
Prob(F-statistic)	0.279880		

Inverted MA Roots	-.00+ .43i	-.00- .43i
-------------------	------------	------------

Figura 102 - DLOGDESP_PU MA (2)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 12:37
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 20 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1970 1971

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.089348	0.022365	3.994901	0.0003
AR(1)	0.441839	0.145738	3.031728	0.0043
MA(2)	-0.105683	0.166382	-0.635182	0.5290

R-squared	0.177962	Mean dependent var	0.094141
Adjusted R-squared	0.135806	S.D. dependent var	0.096152
S.E. of regression	0.089385	Akaike info criterion	-1.922985
Sum squared resid	0.311595	Schwarz criterion	-1.798866
Log likelihood	43.38268	Hannan-Quinn criter.	-1.877490
F-statistic	4.221525	Durbin-Watson stat	2.136292
Prob(F-statistic)	0.021897		

Inverted AR Roots	.44
Inverted MA Roots	.33
	-.33

Figura 103 - DLOGDESP_PU AR (1) MA (2)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/20/16 Time: 23:17
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 41 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 7 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1972

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.086570	0.021267	4.070623	0.0002
AR(2)	0.141318	0.158127	0.893700	0.3771
MA(1)	0.334581	0.155994	2.144834	0.0384

R-squared	0.110569	Mean dependent var	0.088526
Adjusted R-squared	0.063756	S.D. dependent var	0.090104
S.E. of regression	0.087184	Akaike info criterion	-1.971232
Sum squared resid	0.288841	Schwarz criterion	-1.845849
Log likelihood	43.41027	Hannan-Quinn criter.	-1.925575
F-statistic	2.361961	Durbin-Watson stat	2.049362
Prob(F-statistic)	0.107929		

Inverted AR Roots	.38	-.38
Inverted MA Roots	-.33	

Figura 104 - DLOGDESP_PU AR (2) MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:49
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 41 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.085618	0.017151	4.991999	0.0000
AR(2)	0.169306	0.148130	1.142950	0.2600

R-squared	0.032410	Mean dependent var	0.088526
Adjusted R-squared	0.007600	S.D. dependent var	0.090104
S.E. of regression	0.089761	Akaike info criterion	-1.935787
Sum squared resid	0.314223	Schwarz criterion	-1.852198
Log likelihood	41.68364	Hannan-Quinn criter.	-1.905349
F-statistic	1.306334	Durbin-Watson stat	1.475937
Prob(F-statistic)	0.260027		

Inverted AR Roots	.41	-.41
-------------------	-----	------

Figura 105 - DLOGDESP_PU AR (2)

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:40
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.087713	0.020402	4.299325	0.0001
AR(1)	0.403807	0.144040	2.803434	0.0078

R-squared	0.164216	Mean dependent var	0.091007
Adjusted R-squared	0.143321	S.D. dependent var	0.084768
S.E. of regression	0.078459	Akaike info criterion	-2.206041
Sum squared resid	0.246231	Schwarz criterion	-2.123295
Log likelihood	48.32686	Hannan-Quinn criter.	-2.175711
F-statistic	7.859243	Durbin-Watson stat	2.016011
Prob(F-statistic)	0.007762		

Inverted AR Roots	.40
-------------------	-----

Figura 106 - DLOGDESP_T AR (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:42
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 4 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1970

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.093104	0.016791	5.545003	0.0000
MA(1)	0.384030	0.145000	2.648485	0.0114

R-squared	0.145158	Mean dependent var	0.093557
Adjusted R-squared	0.124308	S.D. dependent var	0.085406
S.E. of regression	0.079922	Akaike info criterion	-2.170143
Sum squared resid	0.261887	Schwarz criterion	-2.088227
Log likelihood	48.65809	Hannan-Quinn criter.	-2.139935
F-statistic	6.962083	Durbin-Watson stat	1.889305
Prob(F-statistic)	0.011715		

Inverted MA Roots	-.38
-------------------	------

Figura 107 - DLOGDESP_T MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:43
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 14 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1971

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061523	0.012759	4.821864	0.0000
AR(1)	0.850666	0.056094	15.16499	0.0000
MA(1)	-0.948977	0.063248	-15.00404	0.0000

R-squared	0.397373	Mean dependent var	0.091007
Adjusted R-squared	0.366469	S.D. dependent var	0.084768
S.E. of regression	0.067471	Akaike info criterion	-2.485493
Sum squared resid	0.177540	Schwarz criterion	-2.361374
Log likelihood	55.19536	Hannan-Quinn criter.	-2.439999
F-statistic	12.85830	Durbin-Watson stat	1.688223
Prob(F-statistic)	0.000051		

Inverted AR Roots	.85
Inverted MA Roots	.95

Figura 108 - DLOGDESP_T AR (1) MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:44
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 9 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1969 1970

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.093856	0.015974	5.875689	0.0000
MA(2)	0.242161	0.150447	1.609612	0.1152

R-squared	0.035764	Mean dependent var	0.093557
Adjusted R-squared	0.012246	S.D. dependent var	0.085406
S.E. of regression	0.084882	Akaike info criterion	-2.049724
Sum squared resid	0.295400	Schwarz criterion	-1.967807
Log likelihood	46.06906	Hannan-Quinn criter.	-2.019516
F-statistic	1.520700	Durbin-Watson stat	1.323980
Prob(F-statistic)	0.224537		

Inverted MA Roots	-.00+.49i	-.00-.49i
-------------------	-----------	-----------

Figura 109 - DLOGDESP_T MA (2)

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:46
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 24 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1970 1971

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.085108	0.018105	4.700879	0.0000
AR(1)	0.456716	0.142682	3.200942	0.0027
MA(2)	-0.212832	0.160836	-1.323291	0.1934

R-squared	0.172980	Mean dependent var	0.091007
Adjusted R-squared	0.130569	S.D. dependent var	0.084768
S.E. of regression	0.079040	Akaike info criterion	-2.168964
Sum squared resid	0.243649	Schwarz criterion	-2.044845
Log likelihood	48.54824	Hannan-Quinn criter.	-2.123469
F-statistic	4.078643	Durbin-Watson stat	2.178875
Prob(F-statistic)	0.024635		

Inverted AR Roots	.46
Inverted MA Roots	.46

Figura 110 - DLOGDESP_T AR (1) MA (2)

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:47
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 41 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 8 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1972

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.083809	0.017331	4.835803	0.0000
AR(2)	0.124038	0.152645	0.812594	0.4215
MA(1)	0.268247	0.155900	1.720641	0.0935

R-squared	0.080131	Mean dependent var	0.085339
Adjusted R-squared	0.031716	S.D. dependent var	0.077344
S.E. of regression	0.076108	Akaike info criterion	-2.242971
Sum squared resid	0.220112	Schwarz criterion	-2.117587
Log likelihood	48.98090	Hannan-Quinn criter.	-2.197313
F-statistic	1.655108	Durbin-Watson stat	2.013669
Prob(F-statistic)	0.204549		

Inverted AR Roots	.35
Inverted MA Roots	-.27

Figura 111 - DELOGDESP_T AR (2) MA (1)

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 09/24/16 Time: 13:53
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 41 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.082811	0.014607	5.669159	0.0000
AR(2)	0.161069	0.144511	1.114584	0.2719

R-squared	0.030870	Mean dependent var	0.085339
Adjusted R-squared	0.006021	S.D. dependent var	0.077344
S.E. of regression	0.077111	Akaike info criterion	-2.239585
Sum squared resid	0.231900	Schwarz criterion	-2.155996
Log likelihood	47.91148	Hannan-Quinn criter.	-2.209146
F-statistic	1.242298	Durbin-Watson stat	1.535200
Prob(F-statistic)	0.271850		

Inverted AR Roots	.40
	-.40

Figura 112 - DLOGDESP_PR AR (2)

Estimação de modelos Regressão Linear Múltipla

Dependent Variable: DLOGDESP_PR
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/16 Time: 14:28
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.034190	0.035613	0.960050	0.3428
MORT_INFA	0.003132	0.001675	1.869976	0.0688
DLPIB_P	0.040677	0.621106	0.065492	0.9481

R-squared	0.129160	Mean dependent var	0.087176
Adjusted R-squared	0.085618	S.D. dependent var	0.129560
S.E. of regression	0.123890	Akaike info criterion	-1.271632
Sum squared resid	0.613949	Schwarz criterion	-1.148758
Log likelihood	30.34010	Hannan-Quinn criter.	-1.226320
F-statistic	2.966336	Durbin-Watson stat	2.376024
Prob(F-statistic)	0.062917		

Figura 113 - Modelo 5 RLM DLOGDESP_PR

Dependent Variable: DLOGDESP_PU
 Method: Least Squares
 Date: 09/10/16 Time: 21:28
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014511	0.023027	0.630164	0.5322
MORT_INFA	0.002592	0.001083	2.393062	0.0215
DLPIB_P	0.664781	0.401602	1.655321	0.1057

R-squared	0.351985	Mean dependent var	0.097214
Adjusted R-squared	0.319584	S.D. dependent var	0.097113
S.E. of regression	0.080106	Akaike info criterion	-2.143712
Sum squared resid	0.256680	Schwarz criterion	-2.020837
Log likelihood	49.08980	Hannan-Quinn criter.	-2.098399
F-statistic	10.86348	Durbin-Watson stat	1.769090
Prob(F-statistic)	0.000170		

Figura 114 - Modelo 4 RLM DLOGDESP_PU

Dependent Variable: DLOGDESP_T
 Method: Least Squares
 Date: 10/07/16 Time: 17:25
 Sample (adjusted): 1971 2013
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022231	0.019686	1.129272	0.2655
MORT_INFA	0.002875	0.000926	3.105206	0.0035
DLPIB_P	0.405835	0.343338	1.182027	0.2442
R-squared	0.387626	Mean dependent var		0.093557
Adjusted R-squared	0.357007	S.D. dependent var		0.085406
S.E. of regression	0.068484	Akaike info criterion		-2.457205
Sum squared resid	0.187605	Schwarz criterion		-2.334331
Log likelihood	55.82991	Hannan-Quinn criter.		-2.411893
F-statistic	12.65978	Durbin-Watson stat		2.020793
Prob(F-statistic)	0.000055			

Figura 115 - Modelo 4 RLM DLOGDESP_T

Os modelos que se encontram nas figuras 113, 114 e 115 provam que a variável DLPIB_P não é estatisticamente significativa quando estimada em conjunto com a MORT_INFA.