



Instituto Superior de Economia e Gestão

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

DESDE 1911

**MESTRADO EM
ECONOMETRIA APLICADA E PREVISÃO**

DISSERTAÇÃO

**Análise econométrica da formação do preço do porco no produtor em
Portugal**

Ana Filipa Cordeiro Ferreira

Setembro de 2012



Instituto Superior de Economia e Gestão

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

DESDE 1911

**MESTRADO EM
ECONOMETRIA APLICADA E PREVISÃO**

DISSERTAÇÃO

**Análise econométrica da formação do preço do porco no produtor em
Portugal**

Ana Filipa Cordeiro Ferreira

ORIENTAÇÃO:

Professor Doutor João Carlos Henrique da Costa Nicolau
Mestre Susana Isabel Lopes Barradas Lopes

Setembro de 2012

Resumo

O comportamento dos preços do porco no produtor em Portugal são influenciados pela trajetória dos preços do porco em Espanha, sendo que os produtores no mercado português podem ser considerados *price-takers* face ao mercado espanhol. Tal deve-se à proximidade entre ambos os países, ao facto de Espanha ser o principal importador de Portugal neste setor, e também devido ao facto do setor suinícola espanhol ser o 3º maior exportador a nível mundial.

Os resultados obtidos a partir da estimação de um modelo Vectorial Autoregressive (VAR) de ordem 2, corroboram esta premissa, de que o preço do porco no mercado espanhol tem um grande impacto na formação do preço do porco no mercado nacional, sendo que as respostas a impulsos mostram que o efeito de choques nas inovações perduram durante um período extenso de tempo.

Além disso, a partir do modelo VAR estimado, concluiu-se que o preço em Portugal também acaba por ter alguma influência sobre o preço do porco em Espanha, apesar de ter uma magnitude muito inferior quando comparado com o efeito inverso, dos preços em Espanha sobre os preços em Portugal.

Os preços do trigo e do milho, principais cereais utilizados em alimentos compostos para suínos, não se revelaram estatisticamente significativos para explicar a formação do preço do porco, quer em Portugal, quer em Espanha, e apresentam baixos coeficientes de correlação contemporâneos e cruzados. Tais resultados, indiciam uma possível existência de assimetria na transmissão de preços, justificável com a dificuldade por parte dos produtores em repercutir nos preços dos seus *outputs* variações dos preços dos seus *inputs*.

Palavras Chave

VAR, respostas a impulsos, decomposição da variância, Cholesky, causalidade à Granger, preços do porco, produtor.

Abstract

In Portugal, the behavior of the pork producer price is mostly influenced by the trajectory of the pork producer price in Spain. Therefore one can consider that the Portuguese farmers are price-takers against the Spanish pork market. This is caused by the closeness between these two countries and because Spain is the most important importer country of Portugal on this market. We also can't forget that Spain is the third country in the ranking of the biggest pork exporter countries in the world.

The results of an estimated VAR model with order 2, prove that the producer price in the Spanish pork market has a great impact on the formation of the pork price in the Portuguese market. The responses to impulses show us that the effect of shocks in innovations persist for a long time.

Furthermore, we have concluded that the Portuguese producer price of pork has an effect on the pork producer price in Spain, although this effect is relatively smaller than opposite situation.

Based on available data, the price of wheat and corn in both Portugal and Spain, which is the principal components of pork's compound feed, aren't statistically significant to explain the pork price formation, and present a low coefficient of contemporary and cross correlation. These results show a possible situation of price transmission asymmetry which is justifiable considering the farmers' difficulties in passing the input prices variations to their output prices.

Keywords

VAR, impulse response, variance decomposition, Cholesky, Granger causality, pig's price, farmer.

Agradecimentos

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer ao Prof. Doutor João Nicolau, orientador, pelo acompanhamento e o interesse manifestado, que foi essencial para levar a cabo este estudo.

Agradeço à Dra. Susana Barradas, também orientadora, pelos seus comentários e sugestões que foram determinantes para este estudo.

Por fim, *last but not least*, um agradecimento muito especial às pessoas mais importantes da minha vida, pais, irmão, Rute e Hugo, e a todos os meus amigos, sobretudo à Natália e ao Carlos que me acompanharam de perto.

Ana C. Ferreira

Conteúdo

1	Introdução	1
2	Enquadramento	3
2.1	Caracterização do setor suinícola em Portugal	3
2.2	Comércio externo do setor suinícola	5
2.3	Formação dos preços no produtor	5
3	Dados	9
3.1	Caraterização das variáveis	9
3.2	Estimação dos <i>missing values</i>	11
3.3	Análise preliminar das variáveis	12
3.3.1	Raízes unitárias	12
3.3.2	Correlações	14
4	Metodologia e estimação	15
4.1	Modelos VAR	15
4.2	Estimação	16
4.2.1	Modelo estimado	16
4.2.2	Estacionaridade	18
4.2.3	Resíduos e testes de diagnóstico	18
4.3	Funções de resposta a impulsos	20
4.4	Decomposição da variância	22
4.5	Causalidade à Granger	24
5	Análise dos resultados	25
6	Conclusões	27
	Bibliografia	29
A	Anexo	31
A.1	Dados setoriais e estrutura do mercado suinícola	32
A.2	Estatísticas descritivas	34

A.3	<i>Missing values</i>	34
A.4	Matrizes de correlações	35
A.5	Estimação	38

Lista de Figuras

2.1	Curva de oferta num dado momento em concorrência pura	6
3.1	Gráficos do logaritmo das variáveis utilizadas	10
3.2	Gráficos das variáveis com <i>missing values</i>	11
3.3	Gráficos das variáveis com <i>missing values</i> estimados	13
4.1	Representação da inversa das raízes do polinómio autoregressivo do modelo estimado . .	18
4.2	Correlograma dos resíduos do modelo estimado	19
4.3	Respostas a impulsos de $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$ a choques das inovações	21
4.4	Decomposição das variâncias dos erros de previsão (%)	23
A.1	Estrutura do setor suinícola em Portugal	32
A.2	Correlograma entre $LPORCOPT_t$ e $DLMILHOPT_t$, $DLTRIGOPT_t$ e $LPORCOES_t$. .	36
A.3	Correlograma entre $LPORCOES_t$ e $DLMILHOES_t$ e $DLTRIGOEES_t$	37
A.4	Resultados da estimação do modelo VAR(2)	39
A.5	Gráficos dos resíduos das equações do modelo estimado	40
A.6	Resultados do teste LM com um <i>lag</i> até 52 observações	40
A.7	Resultados do teste Portmanteau com um <i>lag</i> até 52 observações	41
A.8	Respostas cumulativas a impulsos de $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$ a choques das inovações	41

Lista de Tabelas

3.1	Peso dos <i>missing values</i> nas amostras	11
A.1	Exportações e importações de suínos vivos, carnes e miudezas da espécie suína (milhões de euros)	33
A.2	Saldo externo (milhões de euros) e taxa de cobertura (%) de suínos vivos, carnes e miudezas da espécie suína	33
A.3	Estatísticas descritivas das variáveis	34
A.4	Resultados da estimação dos parâmetros do modelo de Holt Winters - <i>MILHOPT</i> e <i>TRIGOPT</i>	34
A.5	Resultados dos testes Augmented Dickey Fuller (ADF)	35
A.6	Matriz de correlações contemporâneas das variáveis	35
A.7	Resultados da estimação da ordem do VAR	38
A.8	Principais resultados de alguns dos modelos <i>VAR(2)</i> estimados com diferentes <i>lags</i> para a matriz z_t	38
A.9	Resultados do teste de causalidade à Granger	38

Lista de Acrónimos

ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Akaike Information Criteria
FAO	Food and Agriculture Organization
FPE	Final Prediction Error
GLS	Generalized Least Squares
HQ	Hannan-Quinn information criteria
LM	Lagrange Multiplier
LR	Likelihood Ratio
OLS	Ordinary Least Squares
INE	Instituto Nacional de Estadística
NC8	Nomenclatura Combinada
PAC	Política Agrícola Comum
SIC	Schwarz Information Criteria
VAR	Vectorial Autoregressive

1

Introdução

O presente estudo tem como objetivo fazer a análise empírica do efeito dos preços do porco no produtor em Espanha, enquanto factor determinante a jusante para a formação dos preços no produtor em Portugal, tendo em conta o efeito dos preços dos cereais, com recurso ao modelo VAR.

Entre os operadores deste mercado em Portugal, predomina a premissa de que os preços do porco ¹ são fortemente influenciados pelos preços do porco em Espanha, que é um dos principais concorrentes do mercado suinícola português. Deste modo, a análise apresentada adiante tem em conta o efeito que o comportamento do preço do porco em Espanha tem sobre o preço em Portugal.

Para levar a cabo esta análise, este relatório é apresentado com 6 secções. Na presente secção, Secção 1 - Introdução, é apresentado o objeto de análise e a estrutura do relatório.

A Secção 2 - Enquadramento, diz respeito ao enquadramento económico do setor suinícola, repartida por 3 sub-secções. É feita uma breve caracterização do setor suinícola em Portugal com dados setoriais, são também apresentados e discutidos alguns dados sobre o comércio externo deste setor com especial enfoque no *benchmarking* com Espanha e, por fim, é explicada a formação de preços no sentido de fundamentar economicamente a abordagem utilizada neste estudo.

¹Sempre que se falar de preços do porco refere-se aos preços do porco no produtor, quer para Portugal, quer para Espanha.

Na Secção 3 - Dados, são apresentados os dados utilizados, bem como é elaborada uma análise prévia das variáveis numa abordagem estatística. Todas as fases de preparação dos dados para a sua utilização encontram-se nesta secção, merecendo especial destaque a estimação dos *missing values*, que se encontravam nas amostras de algumas variáveis, a análise da presença de raízes unitárias e as correlações.

É na Secção 4 - Metodologia e Estimação, que se encontra o *core* deste estudo, dividida em 5 sub-secções. Para além de todo o enquadramento teórico que envolve a análise com modelos VAR, são apresentados os resultados das estimativas realizadas. Nas sub-secções 4.3, 4.4 e 4.5 encontram-se as respostas a impulsos, a decomposição da variância e a causalidade à Granger, onde se obtiveram resultados de grande relevância económica. Todos os resultados e estimativas apresentados nesta secção foram obtidos através do *software* Eviews 6.0.

Na Secção 5 - Análise dos Resultados, interpretam-se e analisam-se os resultados de forma integrada. Pretende-se que, com esta secção, se fique com uma visão global de todos os resultados, com a respetiva interpretação em termos económicos.

Por fim, na Secção 6 - Conclusões, são apresentadas as principais ilações que se podem retirar desta análise, com relevância para o setor suinícola em Portugal.

2

Enquadramento

2.1 Caracterização do setor suinícola em Portugal

De acordo com os resultados do Recenseamento Agrícola (2011) [9], em 2009 existiam em Portugal 1 913 161 cabeças de suínos, distribuídas por 50 084 explorações suinícolas, sendo que 21% do efetivo suíno encontra-se na região Beira Litoral, onde se localizam 39% das explorações.

Comparativamente ao Recenseamento Geral da Agricultura (2001) [8], registou-se um decréscimo significativo do número de explorações de cerca de 62% e também do efectivo suíno, que registou uma redução na ordem dos 21%. Contudo, o número médio de suínos por exploração aumentou de 18,2 para 38,2 cabeças, o que mostra o aumento da dimensão das explorações e, por conseguinte, o aumento do nível de concentração do setor.

A carne de porco ocupa o lugar cimeiro no consumo humano de carnes (Estatísticas Agrícolas (2012) [1]), devido ao seu baixo preço relativo, em comparação com os preços das demais carnes consumidas em Portugal. Em 2011, das 1 141 mil toneladas consumidas de carnes em Portugal, 475 mil toneladas dizem respeito ao consumo de carne de porco, o que corresponde a cerca de 41,6% do consumo humano total de carne.

O Instituto Nacional de Estatística (INE) (Estatísticas Agrícolas (2012) [1]) estima que a produção do setor suinícola tenha ascendido às 451,6 mil toneladas em 2011, o que é não suficiente para cobrir os níveis de consumo interno. Portugal tem de forma persistente um défice neste setor, apresentando um grau de auto-aprovisionamento de 67,8%, em 2011. De entre os setores da pecuária, apenas o dos bovinos apresenta um nível de auto-aprovisionamento inferior ao dos suínos, de 53,3%.

A atividade suinícola em Portugal é bastante heterogénea, sendo possível distinguir duas realidades distintas:

i. uma que corresponde a uma de forma de produção tradicional ou doméstica, que visa essencialmente o autoconsumo; ii. a outra corresponde à produção de forma especializada, vocacionada para a produção industrial.

A produção especializada é a que representa um maior peso no mercado suinícola em Portugal. Segundo o Recenseamento Agrícola (2011) [9], mais de 70% das 50 084 explorações existentes têm apenas 1 ou 2 suínos. No entanto, 90% do efetivo suíno encontra-se em explorações altamente intensivas que representam apenas 1% das explorações nacionais. Ou seja, as explorações do tipo tradicional ou doméstico representam a grande maioria das explorações existentes em Portugal, mas possuem apenas cerca de 10% do efetivo suíno.

Tendo em conta esta dualidade de realidades, o enfoque da análise apresentada versa essencialmente sobre a parte do mercado ligado às explorações especializadas, com uma natureza de produção intensiva e altamente intensiva, que são as que estão mais expostas aos mecanismos de mercado.

Na produção em regime especializado, os cereais são preponderantes na estrutura de custos, visto que são o principal componente dos alimentos compostos, nomeadamente o trigo e o milho. Em 2010, os custos com alimentos compostos para suínos, apresentavam um peso de cerca de 40% no valor da produção de suínos¹. As combinações de quantidades de milho e trigo variam grande parte das vezes, tendo em conta a respetiva cotação, funcionando num esquema de *trade-off*.

No que diz respeito ao funcionamento do setor, na óptica da produção especializada, como se pode observar na figura A.1, na fase de produção, os criadores² podem ter diferentes níveis de intervenção no mercado:

i. apenas fazem a criação de suínos e depois são transacionados a outras unidades que fazem a engorda;

ii. os produtores, que são criadores e também fazem a engorda, e transacionam os animais vivos para abate;

iii. os produtores que, para além de fazerem a criação e engorda, também fazem o abate.

Após o abate, já se entra nas fases a montante da produção. Toda a atividade relacionada com a desmancha e transformação (fabricação de preparados e produtos de carne de porco), bem como as

¹FONTE: FEFAC.

²Produtores individuais, organizações de produtores e cooperativas.

unidades de transformação de sub-produtos, estão no domínio da indústria. No fim da cadeia, encontra-se a comercialização que faz chegar os produtos ao consumidor.

Note-se que a presente análise recai sob a fase de produção, ou seja, são analisados os preços no produtor no mercado à saída da produção e na entrada para a indústria.

2.2 Comércio externo do setor suinícola

De acordo com as estatísticas da Food and Agriculture Organization (FAO), Espanha é o terceiro maior exportador de carne de porco a nível mundial³. Em 2010, exportou 474 mil toneladas de carne de porco, avaliadas em 1 309 milhões de USD, e ocupa o terceiro lugar no *ranking* dos produtos alimentares mais exportados por Espanha.

Espanha é o principal parceiro comercial de Portugal no mercado suinícola. De acordo com dados do INE, na última década, mais de 90% das importações de suínos vivos e de carne e miudezas da espécie suína⁴, tinham como origem Espanha e, mais de 50% das exportações de Portugal tinham como destino Espanha. Em 2011, Portugal exportou 45,1 milhões de euros para Espanha e importou de lá cerca de 420,8 milhões de euros, de suínos vivos e de carne e miudezas da espécie suína (tabela A.1).

As exportações portuguesas deste setor têm vindo a aumentar significativamente. Em 2000, por exemplo, exportaram-se 17,5 milhões de euros e, em 2011, as exportações ascenderam a 86,4 milhões de euros, o que representa um aumento de 394,7%. Todavia, a taxa de cobertura⁵ é ainda relativamente baixa. Em 2000 a taxa de cobertura era de 5,9%, com um saldo externo⁶ deficitário de -279,8 milhões de euros, enquanto que em 2011 a taxa de cobertura foi de 19,9%, apresentando nesse ano um saldo externo de -347,8 milhões de euros (tabela A.2).

2.3 Formação dos preços no produtor

Dada a localização geográfica e tendo em conta que Espanha é o principal parceiro comercial de Portugal, o comportamento do mercado suinícola espanhol, nomeadamente ao nível dos preços, tem uma forte repercussão no mercado suinícola português. De facto, o comportamento dos preços do porco em Portugal é, na sua essência, uma função dos preços definidos no mercado em Espanha, mais do que uma função de quantidade. Os preços dos cereais, enquanto importante *input*, também apresentam um

³Depois da Alemanha e do Canadá que ocupam o primeiro e segundo lugares no *ranking*, respetivamente.

⁴Inclui (Nomenclatura Combinada (NC8)): animais vivos da espécie suína (0103); carnes de animais da espécie suína frescas, refrigeradas ou congeladas (0203); miudezas comestíveis de suínos, frescas ou refrigeradas (0206.30); toucinho de porco sem partes magras e gorduras de porco, não fundidas nem extraídas de outro modo, frescos, refrigerados, congelados, salgados ou em salmoura, secos ou fumados (0209.00); pernas, pês e respetivos pedaços, não desossados, de suínos, salgados ou em salmoura, secos ou fumados; carnes de suínos, salgadas ou em salmoura, secas ou fumadas, exceto pernas, pês e respetivos pedaços, não desossados, barrigas "entremeadas" e seus pedaços (0210.11).

⁵Taxa de cobertura=Exportações/Importações.

⁶Saldo externo=Exportações-Importações.

papel preponderante, sobretudo ao nível das margens brutas dos produtores.

Visto que Portugal também é um mercado importante para Espanha neste setor, como já se viu na sub-secção 2.2, os níveis dos preços do porco em Portugal também influenciam os preços do porco em Espanha. Contudo, este efeito tem uma magnitude muito inferior relativamente à influência que os preços do porco em Espanha exercem sobre os preços em Portugal, dada sobretudo a diferença da dimensão do setor entre estes dois países. Foi com base neste princípio, que se considerou na secção 4 que as variáveis que representam os preços do porco em Portugal e em Espanha ($LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$) são variáveis endógenas. Para além disso, os resultados do teste de causalidade à Granger apontam ainda para a existência de causalidade biunívoca entre os preços do porco em Portugal e Espanha (*vide* sub-secção 4.5).

É, portanto, neste cenário que predomina a premissa de que os preços do porco em Portugal se ajustam em função do comportamento desses preços em Espanha, cujo mercado é tido como sendo um *price-maker* em relação ao mercado português dos suínos. Por conseguinte, os produtores no mercado suinícola em Portugal podem ser considerados *price-takers* face ao mercado espanhol. Deste modo, a formação dos preços no produtor, acaba por ser uma função dos preços dos cereais e dos preços do porco em Espanha, em detrimento de uma função em que os preços são definidos exclusivamente com base num mecanismo de ajustamento entre a oferta e a procura.

À luz da teoria microeconómica, pode-se considerar que, em Portugal, o mercado suinícola corresponde ao modelo de mercado de concorrência pura. Neste tipo de mercado, as empresas (i.e., produtores suinícolas) são *price-takers* onde os preços não são definidos pelas quantidades, como acontece em concorrência perfeita, assumindo-se que os níveis de preços são independentes aos níveis de *output* (Varian (2005) [11]).



Figura 2.1: Curva de oferta num dado momento em concorrência pura

Como mostra a figura 2.1, os produtores, enquanto *price-takers*, operam num mercado cujo preço P^* é definido sobretudo com base no preço do porco em Espanha, num dado momento. Para níveis de preços superiores a P^* , a procura dirigida aos produtores nacionais, que é determinada pelo setor

da distribuição, é residual. Pois, se em Portugal os preços forem superiores aos preços em Espanha, então a curva de procura dirigida ao mercado espanhol desloca-se para a direita refletindo o aumento da procura junto dos produtores espanhóis. Uma vez definido o preço de mercado P^* , o produtor vai ajustando a quantidade a produzir, de acordo com o comportamento da curva da procura.

A intervenção de mercado, a armazenagem privada ⁷, medidas especiais de intervenção ⁸ e restituições à exportação ⁹, são os instrumentos disponíveis pela Política Agrícola Comum (PAC) para este setor. Como o setor suinícola está pouco abrangido pelos regimes de apoio direto da PAC, o setor acaba por estar muito exposto à volatilidade e a desequilíbrios conjunturais. Para além disso, o recurso a auxílios de estado tem alcance limitado devido a fatores regulamentares e a restrições orçamentais.

⁷Regulamento N°1234/2007, de 22 de Outubro, Título I, Capítulo I, art.º 37.

⁸Regulamento N°1234/2007, de 22 de Outubro, Título I, Capítulo II, Secção I, art.º 44.

⁹Regulamento N°1234/2007, de 22 de Outubro, Parte III, Capítulo III, Secção II, art.º 162, 163 e 164.

3

Dados

3.1 Caracterização das variáveis

Para construir o modelo explicativo da formação dos preços do porco em Portugal em função dos preços do porco em Espanha, expurgando-se o efeito dos preços dos cereais, utilizaram-se as seguintes variáveis:

$PORCOPT_t$ - preços do porco em carcaça, classe E, no produtor em Portugal, tendo como referência os preços médios semanais praticados num dos principais mercados nacionais, Beira Litoral, em Euros por kg., *proxy* que representa os preços do porco no produtor em Portugal, com uma amostra de 420 observações, de 1/05/2004 a 22/01/2012;

$PORCOES_t$ - preços do porco em carcaça, classe E, no produtor em Espanha, tendo como referência os preços médios semanais praticados na bolsa de Lérida, em Euros por kg., *proxy* que representa os preços do porco no produtor em Espanha, com uma amostra de 420 observações, de 1/05/2004 a 22/01/2012;

$MILHOPT_t$ - preços do milho forrageiro em Portugal, tendo como referência os preços médios semanais do milho forrageiro no porto de Lisboa, em Euros por kg., *proxy* que representa os preços do milho forrageiro em Portugal, com uma amostra de 420 observações, de 1/05/2004 a 22/01/2012;

$MILHOES_t$ - preços médios semanais do milho forrageiro em Espanha, em Euros por kg., com uma amostra de 367 observações, de 1/07/2005 a 22/01/2012;

$TRIGOPT_t$ - preços médios semanais do trigo no porto de Lisboa, em Euros por kg., *proxy* que representa os preços do trigo em Portugal, com uma amostra de 420 observações, de 1/05/2004 a 22/01/2012;

$TRIGOES_t$ - preços médios semanais do trigo em Espanha, em Euros por kg., com uma amostra de 367 observações, de 1/07/2005 a 22/01/2012.

Os dados relativos a Portugal foram cedidos pelo Sistema de Informação de Mercados Agrícolas do Gabinete de Planeamento e Políticas ¹, e os preços do porco em Espanha foram extraídos a partir da plataforma online do site *www.pig333.com*. Os preços dos cereais em Espanha foram cedidos pela Secretaría General Técnica do Ministério da Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente espanhol.

As variáveis foram utilizadas no modelo com logaritmos, sendo previamente identificadas com L .

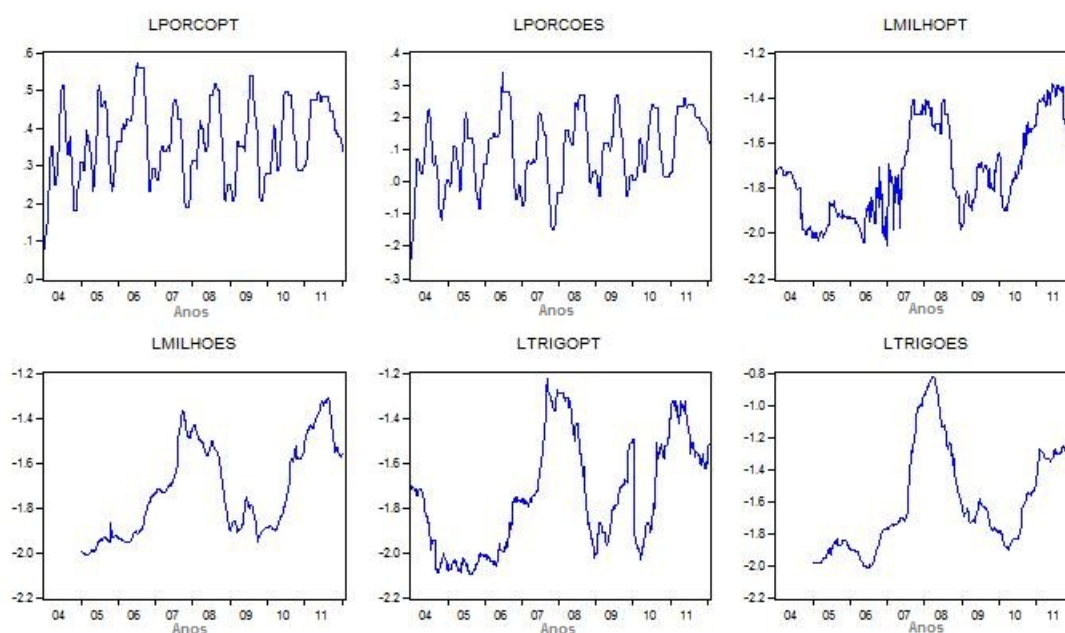


Figura 3.1: Gráficos do logaritmo das variáveis utilizadas

Em anexo podem ser consultadas as estatísticas descritivas para o período amostral das variáveis utilizadas, na tabela A.3.

¹Ministério da Agricultura, Mar, Ambiente e Ordenamento do Território português.

3.2 Estimação dos *missing values*

As variáveis dos preços do porco em Espanha, $PORCOES_t$, e dos preços do milho e trigo em Portugal, $MILHOPT_t$ e $TRIGOPT_t$, apresentam nas suas amostras valores não observados - *missing values* - pelo que houve a necessidade de se proceder à sua estimação (figura 3.2²).

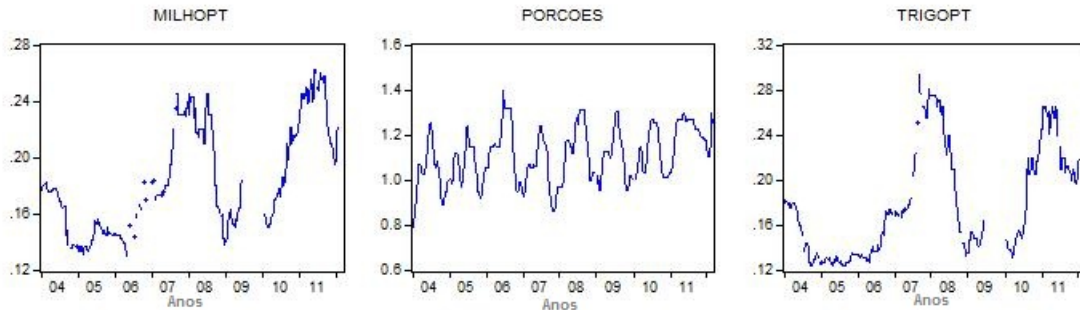


Figura 3.2: Gráficos das variáveis com *missing values*

No caso da variável $PORCOES_t$, visto que o número de *missing values* é relativamente baixo (tabela 3.1), utilizou-se o método determinístico *splines* cúbicos. Para as variáveis $MILHOPT_t$ e $TRIGOPT_t$, dado o elevado número de *missing values* nas suas amostras (tabela 3.1), optou-se pela sua estimação utilizando *splines* cúbicos complementados pelo método de previsão de Holt Winters.

Tabela 3.1: Peso dos *missing values* nas amostras

	$MILHOPT_t$	$TRIGOPT_t$	$PORCOES_t$
Nº valores observados	352	372	416
Nº <i>missing values</i>	64	47	4
% de <i>missing values</i> na amostra	15.4%	11.2%	1.0%

Os *splines* cúbicos (Gerald (1994) [3]) são um método determinístico de interpolação que consiste no ajustamento dos dados conhecidos numa curva alisada, permitindo estimar os *missing values* recorrendo à seguinte equação:

$$F_i(x) = A_i(x - x_i)^3 + B_i(x - x_i)^2 + C_i(x - x_i) + D_i, \quad (3.1)$$

onde $i = 0, 1, \dots, (n - 1)$, para o intervalo $[x_i, x_{i+1}]$.

Desenvolvendo a equação 3.1, obtêm-se os ponderadores A_i , B_i e C_i associados a cada par de valores observados da amostra: $A_i = \frac{S_i}{2}$, $B_i = \frac{S_{i+1} - S_i}{6H_i}$ e $C_i = \frac{Y_{i+1} - Y_i}{H_i} - \frac{2H_i S_i + H_i S_{i+1}}{6}$, onde $S_i = F_i''(x_i) = 2B_i$ e $H = x_{i+1} - x_i$.

²No gráfico da variável $PORCOES_t$ não são perceptíveis os *missing values* porque nesta variável existem poucos, apenas 4 num total de 420 observações.

Para proceder à aplicação deste algoritmo, recorreu-se ao *software* matemático Matlab, versão 7.12, que disponibiliza a função '*splines*' que permite a sua aplicação direta.

Contudo, após a estimação de todos os *missing values* das variáveis recorrendo a este método, constatou-se através da análise gráfica que, para períodos mais extensos com *missing values* consecutivos, o ajustamento não estava enquadrado com aquele que parecia ser o comportamento geral das variáveis, porque apresentavam uma variabilidade quase nula. Por isso, de forma *ad hoc*, aplicou-se apenas este método para estimar no máximo até 2 *missing values* consecutivos. Nos restantes casos, com mais de 2 *missing values* consecutivos, nomeadamente no segundo semestre de 2009, optou-se por fazer a estimação através do método de previsão de Holt Winters.

A metodologia de Holt Winters (Hamilton (1994) [5]) multiplicativa³ considera que a série alisada, \hat{y}_t , é uma função de três componentes, a constante (a), a tendência (b) e o fator sazonal multiplicativo (c_t), tal que:

$$y_{t+h} = (a + bh)c_{t+h}. \quad (3.2)$$

Estes três coeficientes são definidos recursivamente, pelo que podem ser obtidos do seguinte modo: $a(t) = \alpha \frac{y_t}{c_t(t-s)} + (1 - \alpha)(a(t-1) + b(t-1))$, $b(t) = \beta(a(t) - a(t-1)) + (1 - \beta)b(t-1)$ e $c_t(t) = \gamma \frac{y_t}{a(t)} + (1 - \gamma)c_t(t-s)$, onde $\alpha > 0$, $\beta < 1$ e $\gamma < 1$, e s é a frequência da sazonalidade. Como os dados são semanais, considerou-se $s = 52$.

Substituindo as equações recursivas dos coeficientes na equação 3.2, chega-se à equação de previsão de Holt Winters com sazonalidade multiplicativa, $\hat{y}_{t+h} = (a(T) + b(T)h)c_{T+h-s}$.

Deste modo, estimaram-se as três componentes propostas no modelo de Holt Winters multiplicativo (tabela A.4) para prever os *missing values*, recorrendo ao software Eviews 6.0, que não tinham sido estimados pelo método dos *splines* cúbicos.

Uma vez estimados todos os *missing values* que se encontravam nas amostras das variáveis $PORCOES_t$, $MOLHOPT_t$ e $TRIGOPT_t$ (figura 3.3), procedeu-se à sua logaritmização, tal como nas restantes variáveis.

3.3 Análise preliminar das variáveis

3.3.1 Raízes unitárias

Para averiguar a presença de raízes unitárias, fizeram-se testes ADF para cada uma das variáveis (Wooldridge (2005) [14]).

³A versão multiplicativa é mais apropriada para séries que evidenciam tendência e sazonalidade multiplicativa e, de entre todas as versões, foi a que revelou um melhor desempenho, a avaliar pela análise gráfica dos valores observados *versus* valores estimados, através do método de Holt Winters em cada uma das versões.

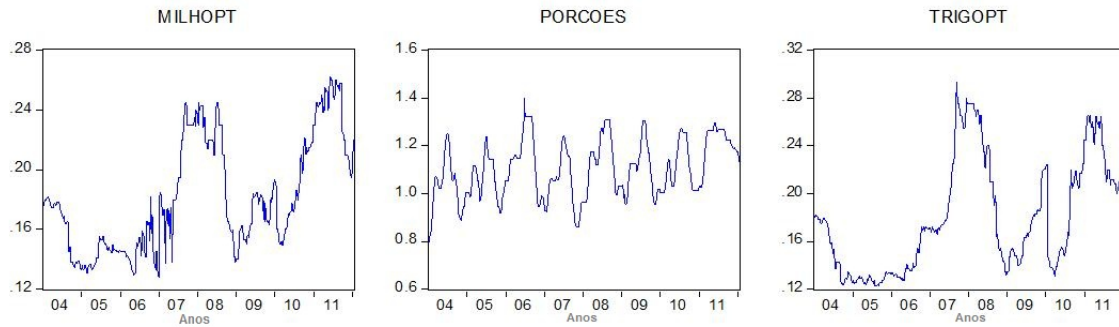


Figura 3.3: Gráficos das variáveis com *missing values* estimados

Estes testes apresentam como hipótese nula a existência de raízes unitárias, $H_0 : \phi = 0$ versus $H_0 : \phi < 0$, cuja equação de teste é $\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$ (assumindo a existência de *drift* e tendência; nos casos em que a variável não apresenta tendência $\alpha_1 \simeq 0$).

Os resultados destes testes (tabela A.5) apontam para p - values nulos para as variáveis $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$, concluindo-se assim que estas variáveis são integradas de ordem zero ($I(0)$), com uma significância de 5%.

Já os p - values resultantes do teste ADF para as outras variáveis, $LMILHOES_t$ (p - value = 0.74), $MILHOPT_t$ (p - value = 0.37), $LTRIGOES_t$ (p - value = 0.77) e $LTRIGOPT_t$ (p - value = 0.54), apresentam valores superiores à significância de 5%, pelo que houve necessidade de se proceder à sua diferenciação em primeira ordem.

Depois de diferenciadas estas variáveis, $DLMILHOPT_t$, $DLMILHOES_t$, $DLTRIGOPT_t$ e $DLTRIGOES_t$, repetiu-se novamente o teste ADF para cada uma delas, de onde resultaram p - values nulos (tabela A.5). Deste modo, concluiu-se que as variáveis $LMILHOES_t$, $MILHOPT_t$, $LTRIGOES_t$ e $LTRIGOPT_t$ são integradas de ordem um, ($I(1)$), pelo que serão analisadas nas suas diferenças em primeira ordem.

No caso das variáveis que são $I(1)$ e que houve a necessidade de serem diferenciadas, estas representam a taxa de variação aproximada⁴ dos respetivos preços semanais.

Visto que, em termos conjuntos, as variáveis não são todas integradas na mesma ordem, é descartada a hipótese da sua cointegração, pelo que não foram feitos ensaios estatísticos adicionais para detetar este tipo de efeito.

⁴A taxa de variação é dada por $\frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} = \frac{x_t}{x_{t-1}} - 1$. Aplicando um logaritmo, fica $\log\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) = \log(x_t) - \log(x_{t-1})$, pelo que $\frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} \simeq \log(x_t) - \log(x_{t-1}) = \Delta \log(x_t)$.

3.3.2 Correlações

A análise da matriz de correlações contemporâneas (tabela A.6) entre as variáveis estacionarizadas permite retirar as seguintes ilações:

- i. existe uma relação linear acentuada entre os preços do porco em Portugal e em Espanha ($\text{corr}(L\text{PORCOPT}_t, L\text{PORCOES}_t) = 0,9433$);
- ii. o preço do porco em Portugal apresenta maior coeficiente de correlação com o preço do milho em Espanha que com o preço do milho em Portugal ($\text{corr}(L\text{PORCOPT}_t, D\text{LMILHOPT}_t) = 0,0043$ e $\text{corr}(L\text{PORCOPT}_t, D\text{LMILHOES}_t) = 0,1113$);
- iii. em Portugal, o preço do porco está mais correlacionado com o preço do milho que com o preço do trigo ($\text{corr}(L\text{PORCOPT}_t, D\text{LTRIGOPT}_t) = 0,0239$);
- iv. em Espanha, pelo contrário, o preço do porco está mais correlacionado com o preço do trigo e esta correlação é negativa ($\text{corr}(L\text{PORCOES}_t, D\text{LMILHOES}_t) = 0,0585$ e $\text{corr}(L\text{PORCOES}_t, D\text{LTRIGOEES}_t) = -0,073$).

Tendo em conta que a transmissão de choques entre as variáveis demora algum tempo a ocorrer, é fundamental que se faça a análise das correlações cruzadas. Com efeito, retiram-se as seguintes conclusões da análise das correlações cruzadas com diferentes defasamentos (figuras A.2 e A.3):

- i. em Portugal, o coeficiente de correlação entre o logaritmo do preço do porco e a taxa de variação do preço do milho mais elevado ocorre com um defasamento de 59 semanas, $\text{corr}(L\text{PORCOPT}_t, D\text{LMILHOPT}_{t-59}) = 0,1052$;
- ii. a correlação entre o logaritmo do preço do porco em Portugal e a taxa de variação do preço do trigo, até um defasamento de 60 semanas, nunca é estatisticamente significativo;
- iii. em Espanha, pelo contrário, apresenta coeficientes de correlação entre o logaritmo do preço do porco e a taxa de variação do preço do trigo para vários *lags* com significância estatística;
- iv. quer a variação do preço do milho, quer a do trigo, em Espanha, apresentam mais coeficientes de correlação significativos que em Portugal, por isso, é de suspeitar que os preços dos cereais em Espanha tenham maior impacto na formação dos preços do porco.

Os coeficientes de correlação, contemporâneos e cruzados, apontam para que as correlações entre os preços do porco e o preço dos cereais sejam baixos, em ambos os países. Em Portugal, tal poderá indicar a existência de transmissão assimétrica de preços, em que os produtores não conseguem repercutir os aumentos dos preços do seu principal *input*, os cereais, no preço do seu *output*. Em Espanha, apesar de ser considerada um *price-maker* em relação ao mercado suínico português, também poderá verificar-se a existência de assimetria na transmissão de preços, até porque na sua relação com outros mercados pode assumir o papel de *price-taker* (por exemplo, em relação ao mercado suínico alemão e ao dos cereais).

4

Metodologia e estimação

4.1 Modelos VAR

Para dar cumprimento ao principal objetivo deste estudo, recorreu-se ao modelo VAR tendo em conta que:

- permite conhecer as interações entre variáveis endógenas;
- identificar relações de causalidade;
- conhecer a dinâmica do comportamento das variáveis, neste caso, dos preços;
- são amplamente utilizados na análise de preços, quer numa perspectiva macroeconómica, como também na perspectiva microeconómica.

Considerando x_t o vetor de variáveis endógenas e z_t e A_0 dois vetores de variáveis exógenas, o processo VAR pode ser traduzido pela equação:

$$A(L)x_t = u_t + A_0 + Dz_t \quad (4.1)$$

$$(I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p)x_t = u_t + A_0 + Dz_t,$$

em que x_t é um vetor $N \times 1$, com $N > 1$, u_t são as inovações que seguem um processo Ruído Branco ($u_t \sim iid(0, \Sigma)$), A_0 é um vetor $N \times 1$ de variáveis determinísticas e $A(L)$ é um polinómio matricial $N \times N$ de grau p , $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$ onde I é a matriz de identidade e L o operador *back shift*¹.

A matriz Σ é simétrica e semi-definida positiva e representa as variâncias e covariâncias contemporâneas das inovações u_t . As inovações podem estar correlacionadas contemporaneamente, mas não podem estar autocorrelacionadas e têm também de ser ortogonais com as variáveis do lado esquerdo de 4.1. Estas permitem captar os efeitos que condicionam o comportamento da variável dependente da respetiva equação, que não são captados através da informação histórica e das variáveis exógenas.

Um processo $VAR(p)$ pode ser escrito sob a forma de um sistema de equações lineares (sistema 4.6), com N equações, que permite evidenciar para cada variável que compõe o vetor x_t a influência histórica das variáveis do vetor até ao *lag* p . As componentes determinísticas (se existirem), bem como as respetivas inovações (u_t) são as únicas variáveis contemporâneas presentes em cada equação.

$$\begin{cases} x_{1,t} = a_{10} + a_{1,11}x_{1,t-1} + \dots + a_{p,11}x_{1,t-p} + a_{p,12}x_{2,t-p} + d_1z_t + u_{1,t} \\ x_{2,t} = a_{20} + a_{1,21}x_{1,t-1} + \dots + a_{p,21}x_{1,t-p} + a_{p,22}x_{2,t-p} + d_2z_t + u_{2,t}, \end{cases} \quad (4.2)$$

em que $a_{p,ij}$ corresponde ao elemento da linha i da coluna j da matriz A_p .

Nestes modelos, a condição de estacionaridade implica que todos os módulos das raízes do determinante da equação caraterística do VAR, $\det(A(w)) = 0$ ², estejam fora do círculo unitário (Wei (2006) [13]), ou seja, se os módulos das soluções forem superiores a 1 então $x_t \sim I(0)$.

4.2 Estimação

4.2.1 Modelo estimado

A estimação de modelos VAR com coeficientes irrestritos, que é o caso em apreço, pode ser feita através do método Ordinary Least Squares (OLS) aplicado equação a equação, com o modelo escrito na forma de um sistema de equações lineares (sistema 4.6), que é equivalente ao estimador Generalized Least Squares (GLS) aplicado sobre o sistema todo. Tal é possível, desde que todas as variáveis do lado

¹ $Lx_t = x_{t-1}$, $L^2x_t = x_{t-2}$, ..., $L^dx_t = x_{t-d}$.

²A equação caraterística do VAR, $A(w) = 0$, obtém-se a partir do polinómio $A(L)$ substituindo o operador de desfasamento L por uma incógnita genérica w .

direito das equações sejam pré-determinadas.

Sob as hipóteses do modelo VAR (*vide* sub-seção 4.1), o estimador OLS é consistente e assintoticamente eficiente desde que o modelo não esteja sub-especificado. Além disso, o estimador habitual $\hat{\Sigma}$ baseado nas estimativas OLS é consistente para Σ .

De acordo com os critérios Final Prediction Error (FPE) ³, Akaike Information Criteria (AIC) ⁴, Schwarz Information Criteria (SIC) ⁵ e Hannan-Quinn information criteria (HQ) ⁶, cujos resultados se encontram na tabela A.7, considerando um $p_{max} = J = 10$, a ordem estimada do p é 2 ($VAR(2)$), visto que é a dimensão do *lag* que minimiza o valor destes critérios.

Os resultados dos testes sequenciais Likelihood Ratio (LR) (tabela A.7) não foram considerados, visto que a sua verdadeira dimensão é $(1 - (1 - \alpha)^{J - \hat{p} + 1}) \times 100 = 9,8\%$, que é muito superior à significância teórica considerada de 5%. Para além disso, apontava para $\hat{p} = 9$, quando todos os restantes critérios apontam unanimemente para $\hat{p} = 2$.

Procedeu-se, à estimação do seguinte modelo $VAR(2)$ aplicado aos nossos dados, $(I - A_1L - A_2L^2)x_t = u_t + A_0 + Dz_t$, onde:

$$x_t = \begin{bmatrix} LPORCOPT_t \\ LPORCOES_t \end{bmatrix}$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix}$$

$$z_t = [DLMILHOES_{t-52}]$$

$$u_t = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}$$

Na componente das variáveis determinísticas (A_0), apenas se considerou o termo constante. Não foi considerado o termo da tendência determinística visto que esta se apresentava de forma negligenciável e, portanto, não era expressiva para ser refletida no modelo.

Foram estimados vários modelos $VAR(2)$ com diferentes *lags* nas variáveis exógenas da matriz z (na tabela A.8 encontram-se alguns dos resultados dos modelos estimados) e o que produziu melhores resultados ao nível dos critérios AIC e SIC, foi o modelo em que essas variáveis têm um *lag* de 52 observações.

³ $FPE = \left(\frac{T+Nj+1}{T-Nj-1} \right)^N |\Sigma|$, onde T é a dimensão da amostra, N o número de linhas do vetor de variáveis endógenas, j é a dimensão do respetivo *lag* e Σ a matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos.

⁴ $AIC = -2\frac{\ell}{T} + \frac{2j}{T}$, onde ℓ é o logaritmo da verosimilhança.

⁵ $SIC = -2\frac{\ell}{T} + \frac{j \log(T)}{T}$.

⁶ $HQ = -2\frac{\ell}{T} + \frac{2j \log(\log(T))}{T}$.

As variáveis $DLMILHOPT_t$, $DLTRIGOPT_t$, $DLTRIGOES_t$ não se revelaram estatisticamente significativas no modelo, com uma significância de 5%, pelo que se optou pela sua eliminação.

Obtiveram-se os seguintes resultados para as matrizes de coeficientes (*output* na figura A.4):

$$\hat{A}_0 = \begin{bmatrix} 0.024266 \\ -0.00219 \end{bmatrix}$$

$$\hat{A}_1 = \begin{bmatrix} 1.28824 & 0.45438 \\ 0.41815 & 1.33261 \end{bmatrix} \quad \hat{A}_2 = \begin{bmatrix} -0.36306 & -0.42158 \\ -0.39752 & -0.38114 \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

$$\hat{D} = \begin{bmatrix} 0.105108 \\ 7.48E - 05 \end{bmatrix}$$

4.2.2 Estacionaridade

O modelo estimado apresenta-se como sendo estacionário em segunda ordem (figura 4.1), visto que os módulos das quatro raízes da sua equação característica da componente autoregressiva, se encontram fora do círculo unitário ou, por outras palavras, as inversas dos módulos das raízes estão dentro do círculo unitário.

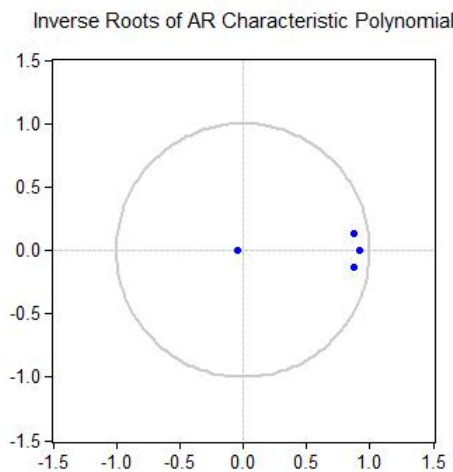


Figura 4.1: Representação da inversa das raízes do polinómio autoregressivo do modelo estimado

4.2.3 Resíduos e testes de diagnóstico

Na figura A.5 encontram-se os gráficos dos resíduos das equações de $LPORCOPT_t$ e de $LPORCOES_t$ resultantes da estimação OLS.

A análise das autocorrelações dos resíduos resultantes do modelo estimado mostra que, no essencial, a especificação do modelo não origina a existência de autocorrelação dos resíduos, como mostra a figura 4.2, considerando *lags* de até 60 observações.

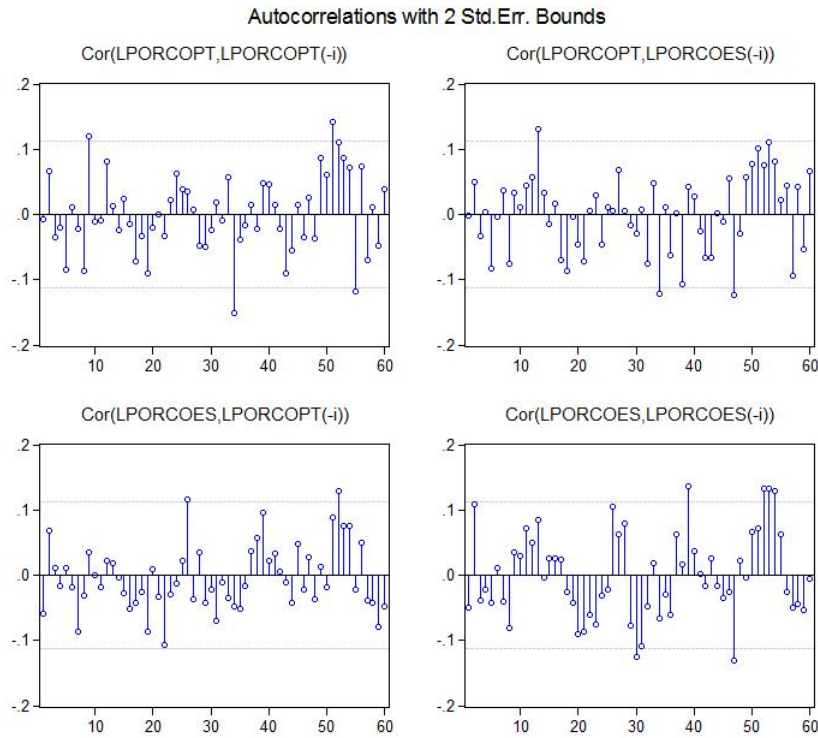


Figura 4.2: Correlograma dos resíduos do modelo estimado

Para ensaiar estatisticamente a existência de autocorrelação dos resíduos, considerando um *lag* até 52 observações, realizaram-se os testes Lagrange Multiplier (LM) e Portmanteau de autocorrelação dos resíduos cujos resultados são satisfatórios.

No caso do teste LM, realizado através da regressão auxiliar $u_t = \rho_1 u_{t-1} + \dots + \rho_h u_{t-h} + \zeta_t$, em que $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0$ cuja estatística LM tem uma distribuição assintótica $\chi_{k,2}^2$, considerando h até 52, apenas foi detetada a existência de autocorrelação dos resíduos para um *lag* de 47. De facto, como se pode ver na figura A.6, o *p* - *value* para $h = 47$ é de 0,0076 sendo, portanto, o único que conduz à rejeição de H_0 com uma significância de 5%, concluindo-se pela existência de autocorrelação dos resíduos com um desfaseamento de 47. Contudo, tendo em conta a grande dimensão do horizonte de *lags* que foi considerado, este é um resultado bastante satisfatório.

Os testes Portmanteau, em que sob H_0 não existe autocorrelação dos resíduos até um *lag* h ($h = 52$), $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0$, cuja estatística é $Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr} (C_j C_0^{-1} C_j C_0^{-1}) \sim \chi_{k^2(h-p)}^2$, onde $C_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T u_t u'_{t-1}$ e p é a ordem do VAR ($p = 2$), também apontam no mesmo sentido. Para um *lag* até 52 observações, não é detetada a existência de nenhuma autocorrelação com uma significância de 5%, visto que *p* - *value* = 0.1514 conduz à não rejeição da hipótese nula, de acordo com os resultados

obtidos que se encontram na figura A.7.

4.3 Funções de resposta a impulsos

As respostas a impulsos permitem conhecer as alterações contemporâneas e futuras provocadas numa variável endógena, face a choques ocorridos nas inovações de outras variáveis endógenas, que compõem o mesmo vetor e na própria variável por via da estrutura dinâmica do VAR.

Considerando a metodologia proposta por Sims (1980) [10], a função de resposta a impulsos é dada por:

$$r_k(\bar{\varepsilon}) = KC_k\bar{\varepsilon}, \quad (4.4)$$

onde K é a matriz de Cholesky, triangular inferior e C_k é o coeficiente k do modelo VAR representado em médias móveis infinitas.

Em primeiro lugar, a decomposição de Cholesky permite associar uma matriz quadrada, definida positiva, Φ , a uma matriz triangular inferior não-singular e de igual dimensão, K , de tal modo que:

$$\Phi = KK'. \quad (4.5)$$

Considerando K a matriz de Cholesky associada à matriz de variâncias e covariâncias das inovações, Σ , então pode-se escrever $u_t = KK^{-1}u_t = K\varepsilon_t$ e $\varepsilon_t = K^{-1}u_t$.

O vetor ε tem dimensão $N \times 1$, e um choque numa variável i corresponde a uma variação de σ do elemento ε_i do respetivo vetor que é o único elemento não nulo.

Em segundo lugar, relativamente à representação em médias móveis, só é possível a representação de um VAR em médias móveis infinitas se verificar a condição $C(L)A(L) = I$, pelo método dos coeficientes indeterminados (Wei (2006) [13]), de tal modo que:

$$\begin{cases} C_0 = I \\ C_1 = C_0A_1 \\ \dots \\ C_p = C_p - 1A_1 + \dots + C_0A_p \\ C_j = C_j - 1A_1 + \dots + C_j - pA_p (j > p) \end{cases} \quad (4.6)$$

Assim sendo, pode-se escrever a equação polinomial autoregressiva 4.1 de grau p que é equivalente à equação polinomial de médias móveis infinitas:

$$x_t = A_0 + Dz_t + C(L)u_t = A_0 + Dz_t + \sum_{j=1}^{\infty} C_j u_{t-j}, \quad (4.7)$$

em que $C(L)$ é um polinómio de grau infinito, $C(L) = C_0 + C_1L + C_2L^2 + \dots$, onde C_k corresponde

à matriz de coeficientes de médias móveis associado ao desfasamento k .

No modelo estimado considerou-se $N = 2$, porque o vetor de variáveis endógenas tem duas variáveis, $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$, por isso o vetor ε_t para um choque das inovações de $LPORCOPT_t$ corresponde a $\bar{\varepsilon} = [\sigma \ 0]'$ e corresponde a $\bar{\varepsilon} = [0 \ \sigma]'$ no caso de um choque nas inovações de $LPORCOES_t$.

Para a representação em médias móveis infinitas, calcularam-se as matrizes C_k , com ($k = 1, 2, \dots, 52$), tendo-se escolhido até 52 porque os dados são semanais, de modo a captar a repercussão dos choques ocorridos ao longo de um ano inteiro.

Nas respostas a impulsos, os resíduos das equações têm de ser ortogonais, no entanto, como as variáveis dependentes $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$ são endógenas, os resíduos violam este princípio de ortogonalidade. É por isso que se utiliza a matriz de Cholesky de modo a tornar os resíduos ortogonais, através da sua factorização, que é influenciada pela ordem das variáveis.

Tendo em conta o contexto económico do setor suinícola em Portugal e Espanha, pode-se considerar, para efeitos de *ordering* da decomposição de Cholesky (Enders (2004) [2], Secção 5), que $LPORCOES_t$ é *prior* a $LPORCOPT_t$. Ou seja, em termos contemporâneos os choques de ε_t^{ES} afetam as inovações de ambas as equações do VAR, e os choques de ε_t^{PT} não afetam as inovações da equação do VAR relativo a $LPORCOES_t$.

Depois de definida a ordem das variáveis para a decomposição de Cholesky e aplicando esta metodologia proposta por Sims (1980) [10], obtiveram-se os resultados das figuras 4.3 e A.8 para as respostas a impulsos das variáveis $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$.

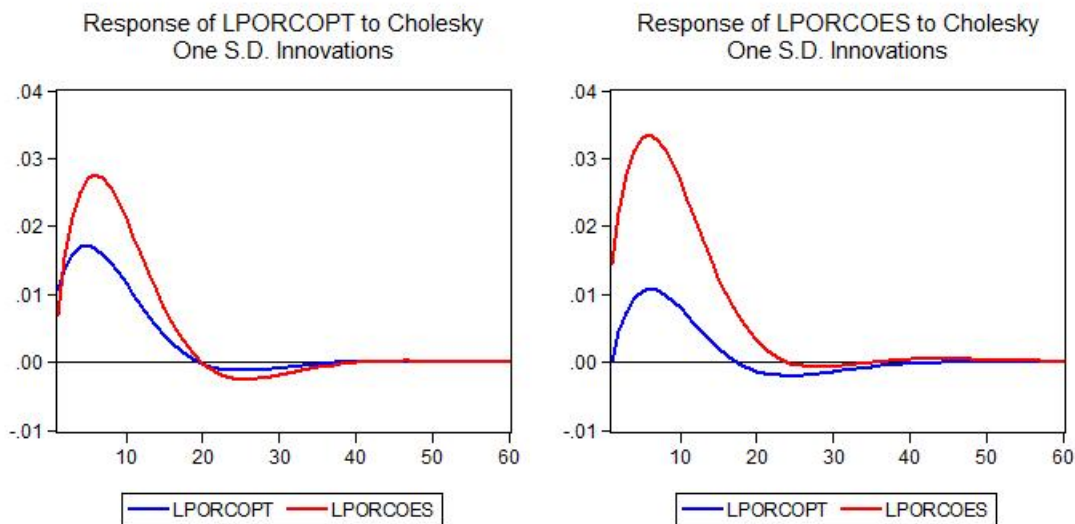


Figura 4.3: Respostas a impulsos de $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$ a choques das inovações

Da análise dos resultados das respostas a impulsos face a choques nas inovações das equações do

modelo, de magnitude equivalente ao desvio-padrão, (figura 4.3), podem-se retirar as seguintes ilações:

i. a variável $LPORCOPT_t$ reage contemporaneamente a choques nas inovações de ambas as equações (0,01% face a choques das inovações de $LPORCOPT_t$ e 0,007% face a choques das inovações de $LPORCOES_t$), enquanto que $LPORCOES_t$ apenas reage contemporaneamente a choques nas inovações da própria equação (impacto de 0,014%);

ii. o maior impacto de choques em $LPORCOPT_t$, reflete-se após 5 semanas se ocorrer nas inovações da própria equação (de 0,017%), e após 6 semanas se ocorrer nas inovações de $LPORCOES_t$ (de 0,028%), períodos após os quais o efeito dos choques se começa a desvanecer;

iii. no caso de $LPORCOES_t$, é ao fim de 6 semanas que o efeito dos choques atinge o seu ponto máximo, quer sejam nas inovações de $LPORCOPT_t$ (0,011%), quer sejam nas inovações de $LPORCOES_t$ (0,033%);

iv. $LPORCOPT_t$ começa a sofrer impactos negativos 20 semanas após o choque nas inovações de $LPORCOPT_t$ e, caso os choques sejam das inovações de $LPORCOES_t$, os impactos negativos começam após 21 semanas;

v. $LPORCOES_t$ também sofre impactos negativos face a choques das inovações, mas no caso do choque ocorrer na equação de $LPORCOPT_t$ esse impacto negativo ocorre após 18 semanas e, no caso da equação de $LPORCOES_t$, ocorre após 26 semanas;

vi. os choques nas inovações de $LPORCOES_t$ têm um impacto muito superior na variável $LPORCOPT_t$ do que os choques ocorridos na própria equação;

vii. o efeito dos choques nas inovações de $LPORCOPT_t$ em $LPORCOES_t$ é bastante baixo e no máximo representa 0,0108% que ocorre na sexta semana após o choque, sendo ao fim de 52 semanas o efeito acumulado de apenas 0,078%;

viii. em qualquer uma das variáveis, o efeito dos choques das inovações começa a dissipar-se ao fim de cerca de 40 semanas;

ix. ao fim de 52 semanas, considerando as respostas a impulsos cumulativas, constata-se que os choques ocorridos nas inovações de $LPORCOES_t$ são mais relevantes para $LPORCOPT_t$ (0,278%) que os choques que ocorrem nas inovações da própria equação (0,177%).

Em anexo pode ser consultado também o gráfico das respostas a impulsos cumulativas na figura A.8.

4.4 Decomposição da variância

A decomposição da variância (Enders (2004) [2]) consiste na dissociação dos efeitos de cada uma das variáveis endógenas na variância dos erros de previsões, o que permite, neste caso, identificar quais são as principais fontes de incerteza associadas à previsão de $LPORCOPT_t$ e de $LPORCOES_t$.

Considerando que os erros de previsão são dados por

$$\begin{aligned}\hat{\varepsilon}_{T+h|T} &= \sum_{j=0}^{h-1} C_j u_{T+h-j} \\ &= \left(\sum_{j=0}^{h-1} \theta_{j,n1} \varepsilon_{1,T+h-j} \right) + \dots + \left(\sum_{j=0}^{h-1} \theta_{j,nN} \varepsilon_{N,T+h-j} \right),\end{aligned}\quad (4.8)$$

e têm variância

$$\widehat{Var}(\hat{\varepsilon}_{T+h|T}) = \sum_{j=0}^{h-1} C_j \Sigma C_j', \quad (4.9)$$

então a percentagem da variância dos erros de previsão da variável $x_{n,T+h}$, corresponde ao rácio entre a variância de cada componente dos erros da equação 4.8 e a variância dada pela equação 4.9.

Na decomposição da variância, para efeitos do cálculo da matriz de Cholesky, seguiu-se o mesmo princípio para o *ordering* que foi utilizado para essa matriz nas respostas a impulsos (*vide* sub-secção 4.3) e obtiveram-se os resultados que constam na figura 4.4.

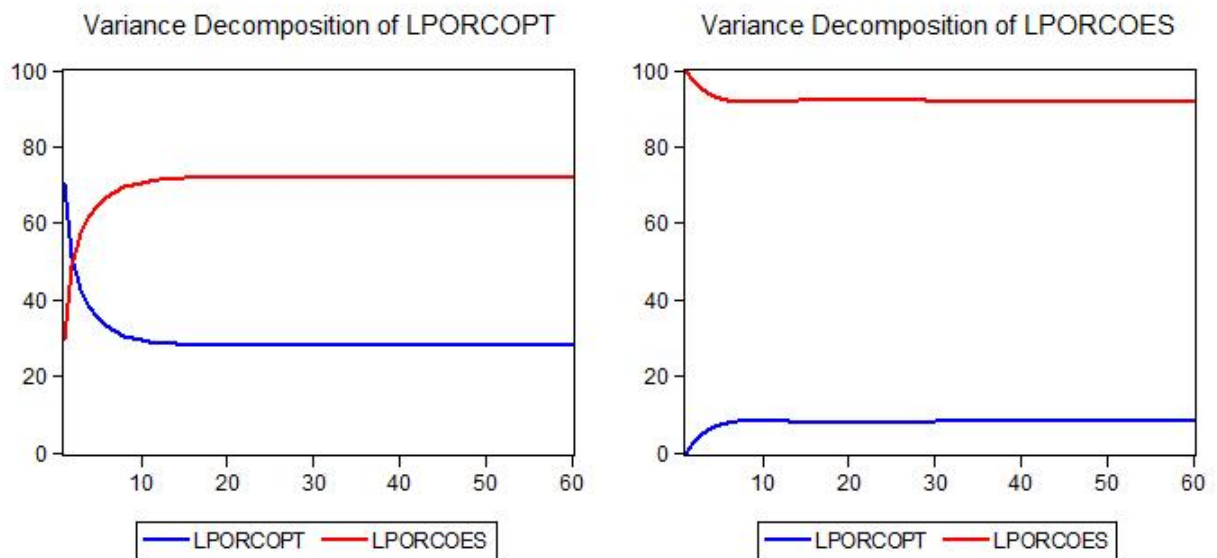


Figura 4.4: Decomposição das variâncias dos erros de previsão (%)

Da análise da figura 4.4 com as representações gráficas das funções de resposta a impulsos, constata-se que:

- i. em Portugal, a variância do erro de previsão de $LPORCOPT_t$ com um horizonte até 9 semanas é

maioritariamente explicada por $LPORCOPT_t$;

ii. contudo, para previsões de $LPORCOPT_t$ com um horizonte igual ou superior a 10 semanas, a variância do erro de previsão passa a ser explicado substancialmente por $LPORCOES_t$, em cerca de 70%;

iii. $LPORCOPT_t$ não está associada a nenhuma componente da variância do erro de previsão de $LPORCOES_t$ a 1 passo, que é explicada em 100% por choques das inovações de $LPORCOES_t$;

iv. para um horizonte de previsão superior a 2 semanas de $LPORCOES_t$, $LPORCOPT_t$ já começa a ter algum peso no erro de previsão, mas é diminuto, no máximo explica 8,33% da variância;

v. no geral, para horizontes de previsão superiores a 2 semanas de $LPORCOES_t$, mais de 90% da variância do erro de previsão cabe a choques nas inovações de $LPORCOES_t$.

4.5 Causalidade à Granger

O facto de duas variáveis estarem correlacionadas não implica que haja intrinsecamente uma relação unívoca ou biunívoca de causalidade entre si, pelo que Granger (1969) [4], propôs um ensaio estatístico que permite perceber se os dados históricos de uma variável condicionam contemporaneamente os valores de outra variável. Ou seja, diz-se que a variável x_{1t} causa à Granger x_{2t} , em que x_{1t} e x_{2t} pertencem ao vetor de variáveis endógenas, se x_{2t} for relevante para a previsão de x_{1t} .

Deste modo, procedeu-se ao seguinte ensaio estatístico de causalidade à Granger, considerando $i = 1, 2$, $x_{1,t} = LPORCOPT_t$ e $x_{2,t} = LPORCOES_t$:

$$x_{i,t} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}x_{1,t-1} + \alpha_{i2}x_{1,t-2} + \beta_{i1}x_{2,t-1} + \beta_{i2}x_{2,t-2} + \xi_i$$

$$\text{Teste unilateral - } H_0 : \beta_{i1} = \beta_{i2} = 0$$

$$\text{Teste bilateral - } H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{21} = \beta_{22} = 0$$

Sob H_0 não existe causalidade à Granger e a estatística de teste é dada por $LR = (T - c)(\log|\Sigma_R| - \log|\Sigma_{UR}|) \sim \chi_p^2$, onde T é o número de observações ($T = 315$), p é a dimensão do desfaseamento ($p = df = 2$) e $c = 3p + 1$.

Os resultados obtidos (tabela A.9) mostram que existe causalidade à Granger bilateral entre $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$. Ou seja, $LPORCOPT_t$ causa à Granger $LPORCOES_t$ e $LPORCOES_t$ causa à Granger $LPORCOPT_t$, visto que em qualquer um dos casos o $p - value = 0,000$, o que conduz sempre à rejeição da hipótese nula.

Deste modo, os dados comprovam precisamente a premissa sobre a importância dos preços do porco em Espanha na formação dos preços do porco em Portugal e, mais, prova-se ainda que esses preços em Portugal também são relevantes para a previsão dos preços do porco em Espanha.

5

Análise dos resultados

Os preços do porco em Espanha são um fator determinante na formação dos preços do porco em Portugal. A análise apresentada permitiu também perceber a relação inversa, apesar de nesse caso a influência ser muito reduzida.

Em Portugal, os efeitos de choques nas inovações atingem o auge ao fim de 5 semanas, se ocorrerem nas inovações da equação dos preços em Portugal, e ao fim de 6 semanas se ocorrerem nas inovações da equação dos preços em Espanha. Por outras palavras, face a situações não previsíveis que conduzam a aumentos dos preços do porco, os preços vão subindo sucessivamente ao longo de 5 ou 6 semanas (consoante a origem dos choques). Após esse período os efeitos dos choques começam a abrandar o ritmo de crescimento dos preços.

Ao fim de cerca de 20 semanas o efeito de choques nas inovações ocorridas em Portugal, ou em Espanha, conduz a uma queda dos preços do porco em Portugal, que só se desvanece ao fim de 40 semanas. No caso dos preços em Espanha, também se verifica este comportamento mas, caso seja em resposta a choques que tenham ocorrido em Portugal, esse efeito ocorre entre a 17^a semana e 39^a semana.

Com base neste mecanismo que se identificou, é interessante verificar que, se os choques ocorrerem em Portugal, os preços do porco em Espanha começam a trajectória de queda primeiro que os preços

em Portugal. Pois, em Portugal os preços começam a cair ao fim de 20 semanas, enquanto que em Espanha isso acontece ao fim de 18 semanas. Esta situação pode ser caracterizada como uma forma de Espanha fazer aumentar a procura dirigida ao seu mercado suinícola, que deverá provocar uma redução da procura em Portugal, em média durante 2 semanas.

Se os choques ocorrerem em Espanha, o mecanismo identificado é o inverso ao que se identificou quando os choques tenham ocorrido em Portugal. Neste caso, os preços do porco em Portugal começam a cair primeiro que em Espanha, ao fim de 21 semanas e 26 semanas, respetivamente.

No modelo VAR estimado (sub-secção 4.2) acabaram por se eliminar as variáveis relacionadas com o preço do trigo e do milho em Portugal e o preço do milho em Espanha, porque não se revelavam estatisticamente significativas. Se se considerarem os resultados das correlações estimadas (sub-secção 3.3.2), constata-se efetivamente que todos estes resultados ficam aquém do que poderia ser esperado, visto que os cereais representam um grande peso na estrutura de custos dos produtores de suínos (sub-secção 2.1). Contudo, a explicação económica mais plausível para tais resultados, prende-se com a assimetria na transmissão de preços.

Da análise da decomposição da variância associada às previsões dos preços do porco, depreende-se que a principal fonte de incerteza na previsão dos preços do porco em Portugal, são os choques ocorridos nas inovações em Espanha, enquanto que o inverso não se verifica. Os choques ocorridos em Espanha, explicam em mais de 70% da incerteza relativa à evolução futura dos preços do porco em Portugal. Já os choques ocorridos em Portugal, no máximo, explicam 8,32% da variância dos erros de previsão desses preços em Espanha. Este resultado, está alinhado com a hipótese que se assumiu, que tomava os produtores no mercado suinícola português como sendo *price-takers* face ao mercado espanhol (sub-secção 2.3).

De acordo com a OCDE (Vavra (2005) [12]), a transmissão assimétrica de preços verifica-se com regularidade na cadeia alimentar, e nos diversos setores que estão incorporados nessa mesma cadeia. Nesta análise, obtiveram-se alguns resultados que poderão de facto evidenciar a existência de assimetria na transmissão de preços neste sector, em Portugal e também em Espanha. No caso de Portugal, a dimensão do setor da distribuição atribui-lhe intrinsecamente uma grande capacidade de determinação do preço junto dos seus fornecedores. Tal limita a possibilidade de repercutir os aumentos dos preços dos seus *inputs* nos seus *outputs*, sendo a margem bruta dos produtores a absorver os aumentos de preços dos *inputs*.

Por fim, o teste de causalidade à Granger (sub-secção 4.5) sustenta a hipótese colocada causalidade entre os preços do porco em Portugal e em Espanha, ao mostrar que existe uma relação de causalidade à Granger bilateral entre os preços nos dois mercados.

6

Conclusões

Recorrendo aos instrumentos dos modelos VAR, foi possível firmar, com os dados disponíveis, uma das principais premissas económicas que predominam no setor suinícola em Portugal, relativamente à formação de preços no produtor: o comportamento dos preços do porco em Espanha é determinante para a formação dos preços do porco em Portugal.

A análise preconizada, permitiu-nos ainda chegar mais longe e concluir que, não só o comportamento dos preços do porco em Espanha são importantes para a formação do preço em Portugal, como também o comportamento dos preços em Portugal exercem alguma influência sobre os preços em Espanha. Para além disso, os fatores que determinam os preços do porco em Espanha apresentam um maior peso sobre os preços do porco em Portugal, que os próprios fatores nacionais.

Com efeito, é fundamental para os produtores que tenham em conta, em termos operacionais, o comportamento dos preços do porco e dos cereais em Espanha, na medida em que tal vai condicionar os preços do seu *output* e, de forma indireta através da margem bruta, os seus rendimentos. Por outro lado, estes resultados também se revestem de especial importância para efeitos de política agrícola, que deverá ter sempre em conta nos seus cenários a sensibilidade deste setor em Portugal face ao setor suinícola espanhol. Sugere-se também que eventuais modelos explicativos da média ou da variância ou

de previsão do preço do porco em Portugal, tenham em consideração o efeito dos preços do porco em Espanha.

Tendo em conta que alguns resultados obtidos com base nos dados disponíveis apontam para a existência de uma relação ténue entre os preços dos cereais e os preços do porco, em ambos os países, levantam-se fortes suspeitas de que neste setor em concreto se verifica a existência de assimetria na transmissão de preços, cuja análise pode ser remetida para trabalho futuro.

Deste modo, e porque a análise da formação do preço do porco em Portugal não se esgota neste estudo, é igualmente de todo o interesse, para trabalho futuro, proceder-se a análise dos fatores determinantes do preço do porco, tendo em conta os intervenientes a montante na cadeia alimentar no mercado do porco.

Por último, também para trabalho futuro, seria interessante explorar a “dimensão” de *price-taker* do mercado suínico espanhol, face a outros mercados, por exemplo, face ao mercado alemão e face ao mercado dos cereais. É de todo o interesse explorar esta dimensão, na medida que, dada a importância deste mercado para Portugal, permitiria identificar outros fatores que influenciam a determinação do preço do porco em Espanha e que, deste modo, se transmitem aos preços nacionais.

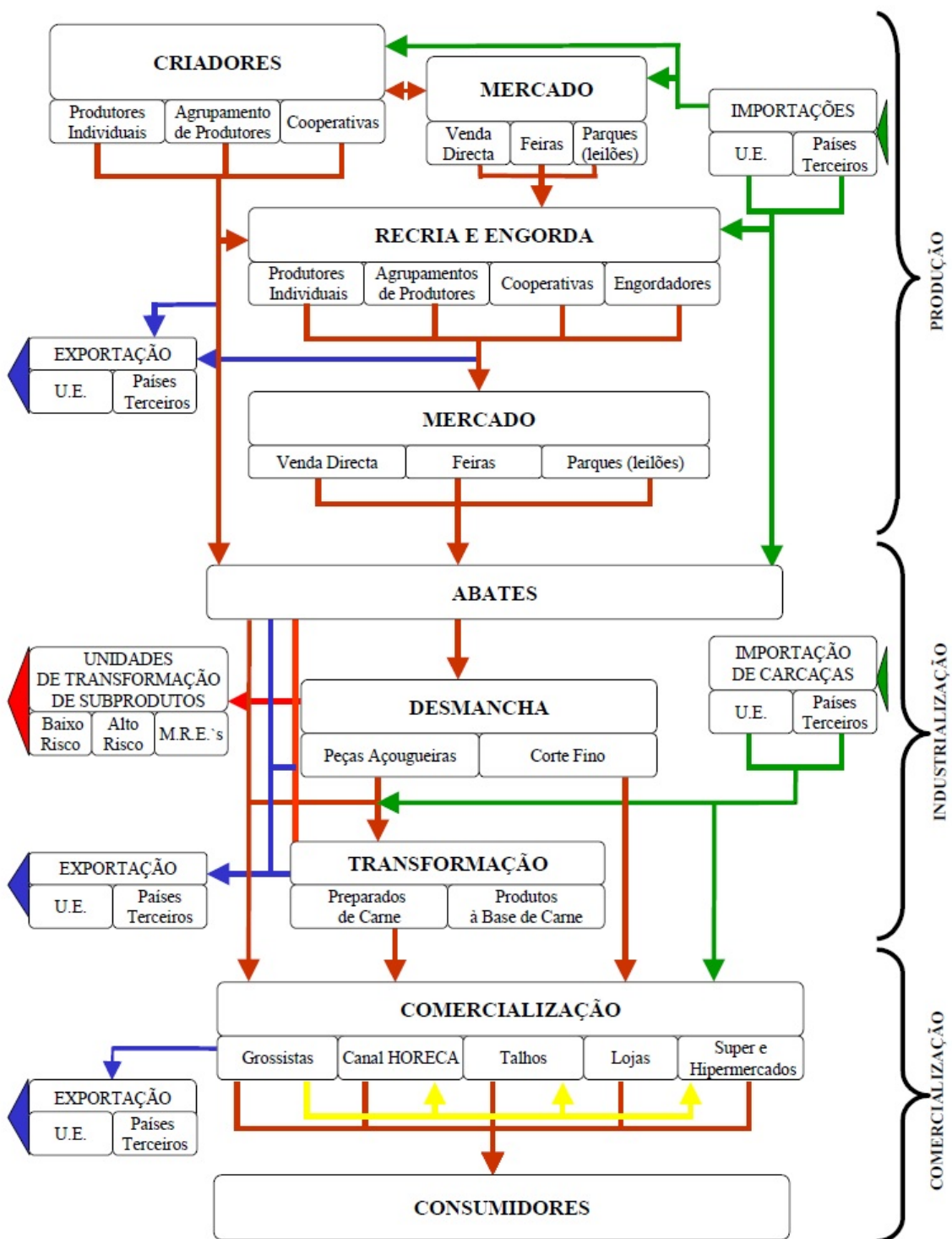
Bibliografia

- [1] *Estatísticas Agrícolas 2011* (2012), Lisboa, Instituto Nacional de Estatística - I.P.
- [2] Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2ªed., New York, John Wiley & Sons.
- [3] Gerald, C. F., Wheatley, P. O. (1994), *Applied Numerical Analysis*, 5ª ed., New York, Addison-Wesley PublishingCo.
- [4] Granger, C.W.J. (1969), *Investigation Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, *Econometrica*, 37, p.424-438.
- [5] Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, New Jersey, EUA, Princeton University Press.
- [6] Hayashi, F. (2000), *Econometrics*, 3ª ed., New York, Princeton University Press.
- [7] Miller, D.J., Hayenga, M.L. (2001), *Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. pork market*, *American Journal of Agricultural Economics*, 83, p. 551-562.
- [8] *Recenseamento Geral da Agricultura 1999 - Análise de resultados* (2001), Lisboa, Instituto Nacional de Estatística.
- [9] *Recenseamento Agrícola 2009 - Análise dos principais resultados* (2011), Lisboa, Instituto Nacional de Estatística - I.P.
- [10] Sims, C. A. (1980), *Macroeconomic and reality*, *Econometrica*, 48, p.1-48.
- [11] Varian, A.R. (2005), *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach*, 7ªed., New York, W.W. Norton.
- [12] Vavra, P., Goodwin, B. K. (2005), *Analysis of Price Transmission Along the Food Chain*, OECD Food, Agriculture and Fisheries Workins Papers, N°.3, OECD Publishing.
- [13] Wei, W. W. S. (2006) *Time Series Analysis - Univariate and Multivariate Methods*, 2ªed., EUA, Pearson Education Inc.
- [14] Wooldridge, J. M. (2005) *Introductory Econometrics - A Modern Approach*, 3ªed., Canadá, Thomson South Western.



Anexo

A.1 Dados setoriais e estrutura do mercado suinícola



Fonte: GPPAA - DSPA / Divisão de Suínos, Aves e Ovos

Figura A.1: Estrutura do setor suinícola em Portugal

Tabela A.1: Exportações e importações de suínos vivos, carnes e miudezas da espécie suína (milhões de euros)

	Exportações				Importações			
	Intra-UE	Extra-UE	Espanha	Mundo	Intra-UE	Extra-UE	Espanha	Mundo
2000	13.8	3.7	10.5	17.5	291.2	0.0	269.7	297.2
2001	17.0	3.7	13.8	20.7	380.5	0.0	354.6	380.5
2002	15.4	4.2	14.1	19.6	330.9	0.0	307.5	330.9
2003	20.0	3.6	18.8	23.6	304.5	0.0	287.6	304.5
2004	23.7	3.4	21.7	27.1	324.3	0.0	307.8	324.3
2005	18.3	4.2	16.8	22.5	353.7	0.0	331.9	353.7
2006	31.9	6.1	29.5	38.0	435.8	0.0	414.5	435.8
2007	40.1	8.2	36.1	48.2	402.0	0.0	386.1	402.0
2008	68.7	23.8	58.7	92.5	404.7	0.0	395.0	404.7
2009	68.7	15.5	56.3	84.2	431.0	0.0	419.9	431.0
2010	49.3	24.1	38.1	73.3	414.5	0.0	402.0	414.5
2011	61.1	25.2	45.1	86.4	434.1	0.0	420.8	434.1

FONTE: INE

Data da última atualização: 10 de julho de 2012

Tabela A.2: Saldo externo (milhões de euros) e taxa de cobertura (%) de suínos vivos, carnes e miudezas da espécie suína

	Saldo externo	Taxa cobertura
2000	-279.8	5.9
2001	-359.8	5.4
2002	-311.3	5.9
2003	-280.9	7.8
2004	-297.2	8.4
2005	-331.2	6.4
2006	-397.8	8.7
2007	-353.8	12.0
2008	-312.2	22.8
2009	-346.8	19.5
2010	-341.3	17.7
2011	-347.8	19.9

FONTE: INE

Data da última atualização: 10 de julho de 2012

A.2 Estatísticas descritivas

Tabela A.3: Estatísticas descritivas das variáveis

	<i>PORCOPT</i>	<i>PORCOES</i>	<i>MILHOPT</i>	<i>MILHOES</i>	<i>TRIGOPT</i>	<i>TRIGOES</i>
Média	1.449	1.105	0.182	0.183	0.176	0.214
Mediana	1.430	1.107	0.175	0.172	0.170	0.182
Máximo	1.770	1.400	0.262	0.269	0.293	0.440
Mínimo	1.080	0.790	0.128	0.134	0.123	0.133
Desvio-padrão	0.144	0.120	0.038	0.038	0.047	0.077
Skewness	0.115	0.002	0.537	0.552	0.642	1.221
Kurtosis	2.284	2.209	0.043	1.997	2.198	3.685
Jarque-Bera	9.890	10.94	36.25	34.02	40.15	98.40
Probabilidade	0.007	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000
Soma	608.6	464.3	76.24	66.99	75.45	78.53
Observações	420	420	420	367	420	367

A.3 Missing values

Tabela A.4: Resultados da estimação dos parâmetros do modelo de Holt Winters - *MILHOPT* e *TRIGOPT*

	<i>MILHOPT</i>	<i>TRIGOPT</i>
α	1.00	1.00
β	0.03	0.08
γ	0.00	0.00
Soma quadrado resíduos	0.00324	0.00263
Raiz do erro quadrado médio	0.00555	0.00501
Média	0.21012	0.19730
Tendência	-0.0004	-0.0014
Observações incluídas	105	105

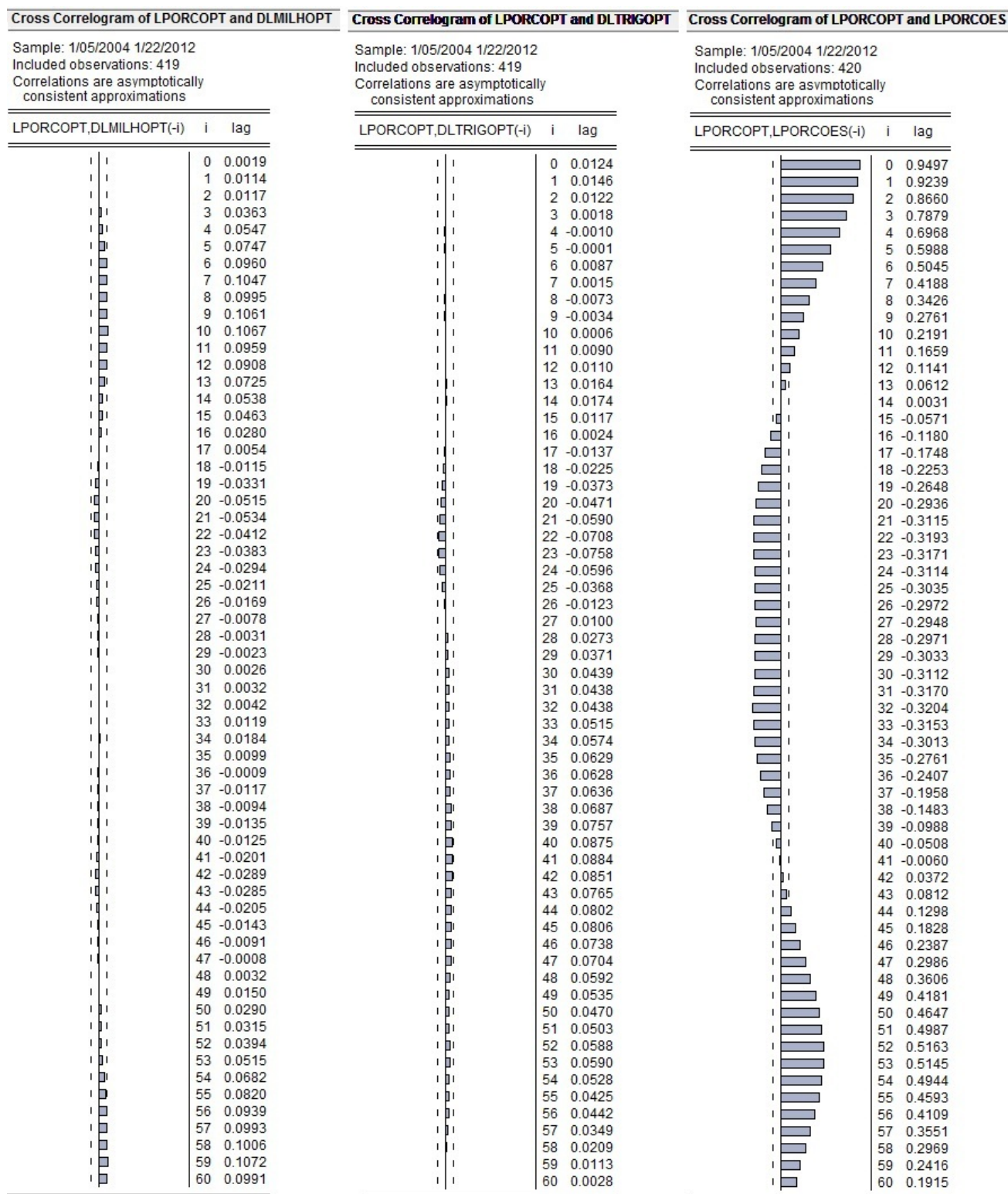
Tabela A.5: Resultados dos testes ADF

Variável	Var. exógenas	lag	Estatística t	p-value	Ordem integração
<i>LPORCOES</i>	<i>c, t</i>	2	-6.04	0.00	0
<i>LPORCOPT</i>	<i>c, t</i>	2	-6.11	0.00	0
<i>LMILHOPT</i>	<i>c, t</i>	1	-2.58	0.29	1
<i>DMILHOPT</i>	-	0	-24.11	0.00	0
<i>LMILHOES</i>	<i>c, t</i>	2	-1.73	0.74	1
<i>DMILHOES</i>	-	1	-8.09	0.00	0
<i>LTRIGOPT</i>	<i>c, t</i>	1	-2.13	0.53	1
<i>DLTRIGOPT</i>	-	0	-18.02	0.00	0
<i>LTRIGOES</i>	<i>c, t</i>	3	-1.66	0.77	1
<i>DLTRIGOES</i>	-	2	-6.27	0.00	0

A.4 Matrizes de correlações

Tabela A.6: Matriz de correlações contemporâneas das variáveis

	<i>LPORCOPT</i>	<i>LPORCOES</i>	<i>DMILHOPT</i>	<i>DMILHOES</i>	<i>DLTRIGOPT</i>	<i>DLTRIGOES</i>
<i>LPORCOPT</i>	1.0000	0.9433	0.0043	0.1113	0.0239	0.0109
<i>LPORCOES</i>	0.9433	1.0000	-0.008	0.0585	0.0013	-0.073
<i>DMILHOPT</i>	0.0043	-0.008	1.0000	0.1972	0.3444	0.0509
<i>DMILHOES</i>	0.1113	0.0585	0.1972	1.0000	0.2374	0.3790
<i>DLTRIGOPT</i>	0.0239	0.0013	0.3444	0.2374	1.0000	0.1905
<i>DLTRIGOES</i>	0.0109	-0.073	0.0509	0.3790	0.1905	1.0000

Figura A.2: Correlograma entre $LPORCOPT_t$ e $DLMILHOPT_t$, $DLTRIGOPT_t$ e $LPORCOES_t$

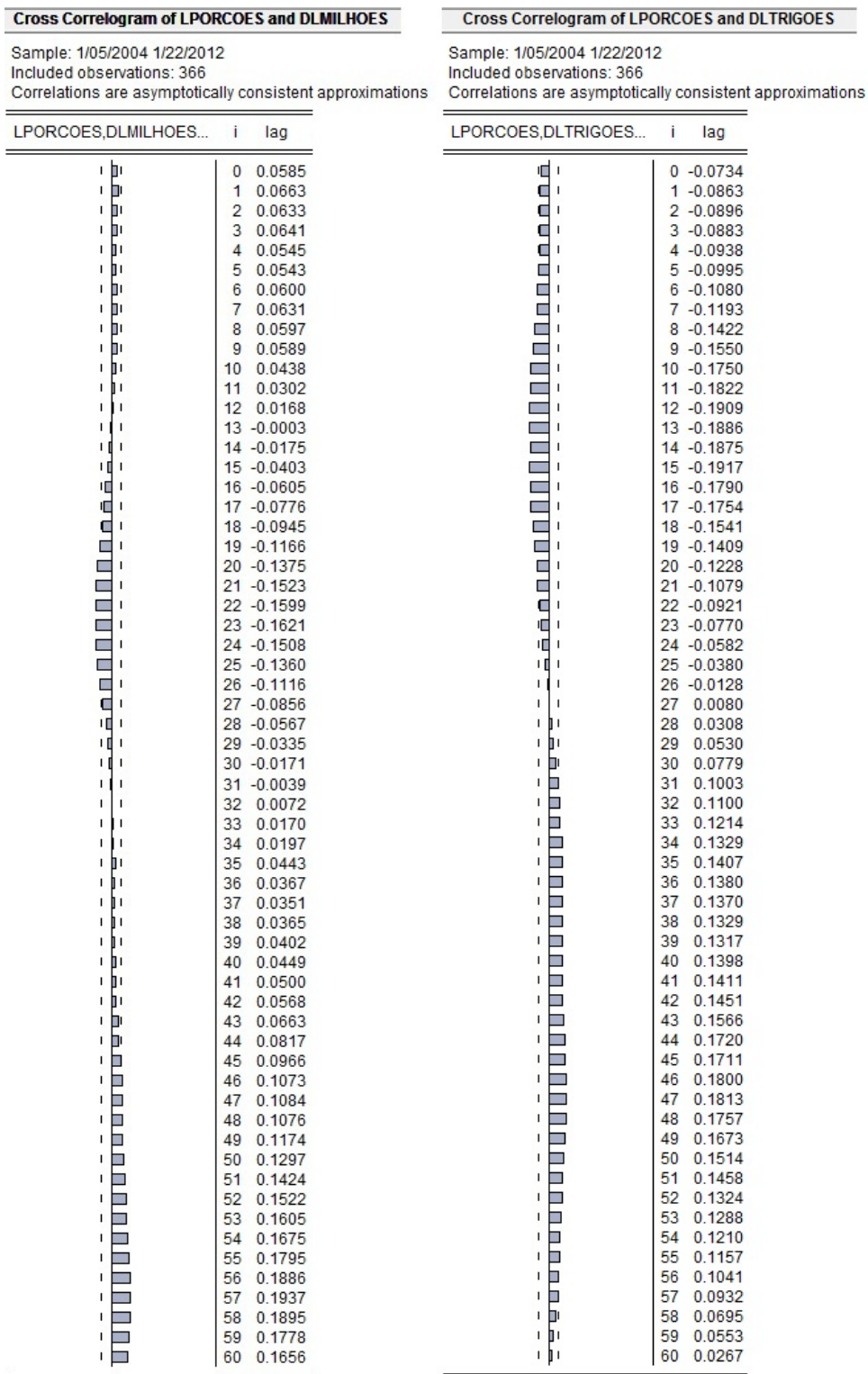


Figura A.3: Correlograma entre $LPORCOES_t$ e $DLMILHOES_t$ e $DLTRIGOES_t$

A.5 Estimação

Tabela A.7: Resultados da estimação da ordem do VAR

Amostra:		1/05/2004 : 1/16/2012				
N.º de observações incluídas:		366				
<i>lag (j)</i>	ℓ	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	1068.90	NA	1.05E-5	-5.78636	-5.67973	-5.74395
1	2004.73	1835.86	6.47E-8	-10.8783	-10.7290	-10.8189
2	2152.82	288.902	2.94E-8*	-11.6657*	-11.4738*	-11.5894*
3	2155.84	5.84424	2.96E-8	-11.6603	-11.4257	-11.5671
4	2156.74	1.73620	3.01E-8	-11.6434	-11.3661	-11.5332
5	2157.58	1.62231	3.06E-8	-11.6261	-11.3062	-11.4990
6	2158.64	2.01252	3.11E-8	-11.6100	-11.2475	-11.4659
7	2159.93	2.44104	3.16E-8	-11.5952	-11.1900	-11.4342
8	2161.35	2.68151	3.20E-8	-11.5811	-11.1333	-11.4032
9	2166.79	10.2124*	3.18E-8	-11.5891	-11.0986	-11.3941
10	2169.95	5.88310	3.19E-8	-11.5844	-11.0513	-11.3726

Tabela A.8: Principais resultados de alguns dos modelos $VAR(2)$ estimados com diferentes *lags* para a matriz z_t

Modelo	<i>DLMILHOPT</i>	<i>DLMILHOES</i>	<i>DLTRIGOPT</i>	<i>DLTRIGOES</i>	Var. det.	AIC	SIC	ℓ
A	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>	c	-11.6657	-11.4738	2152.84
B	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>	c, trend	-11.6747	-11.4614	2156.47
C	<i>t</i> - 1	<i>t</i> - 1	<i>t</i> - 1	<i>t</i> - 1	c	-11.6262	-11.4343	2145.60
D	<i>t</i> - 2	<i>t</i> - 2	<i>t</i> - 2	<i>t</i> - 2	c	-11.6388	-11.4465	2142.08
E	<i>t</i> - 47	<i>t</i> - 47	<i>t</i> - 47	<i>t</i> - 47	c	-11.7964	-11.5843	1905.42
F	<i>t</i> - 48	<i>t</i> - 48	<i>t</i> - 48	<i>t</i> - 48	c	-11.7942	-11.5818	1899.18
G	<i>t</i> - 48	<i>t</i> - 48	<i>t</i> - 22	<i>t</i> - 22	c	-11.6738	-11.4733	2031.73
H*	<i>t</i> - 52	<i>t</i> - 52	<i>t</i> - 52	<i>t</i> - 52	c	-11.8319	-11.6174	1881.52
I	<i>t</i> - 52	<i>t</i> - 52	<i>t</i> - 52	<i>t</i> - 52	c, trend	-11.8318	-11.5955	1883.82

Var. det. - variáveis determinísticas incluídas no modelo

c - constante; *trend* - tendência

ℓ - logaritmo da verosimilhança

H* - modelo seleccionado (ao qual se retiraram as variáveis que não eram estatisticamente significativas)

Tabela A.9: Resultados do teste de causalidade à Granger

Amostra:				1/05/2004 : 1/16/2012			
Observações incluídas:				315			
	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i> - value				
Variável dependente: LPORCOPT							
LPORCOES	62.38657	2	0.000				
Global	62.38657	2	0.000				
Variável dependente: LPORCOES							
LPORCOPT	37.97063	2	0.000				
Global	37.97063	2	0.000				

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 1/09/2006 1/16/2012
Included observations: 315 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	LPORCOPT	LPORCOES
LPORCOPT(-1)	1.288238 (0.06024) [21.3845]	0.418151 (0.06802) [6.14728]
LPORCOPT(-2)	-0.363055 (0.06062) [-5.98882]	-0.397519 (0.06845) [-5.80731]
LPORCOES(-1)	0.454377 (0.05753) [7.89772]	1.332605 (0.06496) [20.5133]
LPORCOES(-2)	-0.421576 (0.05733) [-7.35291]	-0.381136 (0.06474) [-5.88724]
C	0.024266 (0.00701) [3.45969]	-0.002197 (0.00792) [-0.27736]
DLMILHOES(-52)	0.105108 (0.04983) [2.10939]	7.48E-05 (0.05626) [0.00133]
R-squared	0.982814	0.982183
Adj. R-squared	0.982536	0.981895
Sum sq. resids	0.049878	0.063593
S.E. equation	0.012705	0.014346
F-statistic	3534.075	3406.793
Log likelihood	931.2777	893.0162
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.34E-08
Determinant resid covariance		2.25E-08
Log likelihood		1879.624
Akaike information criterion		-11.85793
Schwarz criterion		-11.71498

Figura A.4: Resultados da estimação do modelo VAR(2)

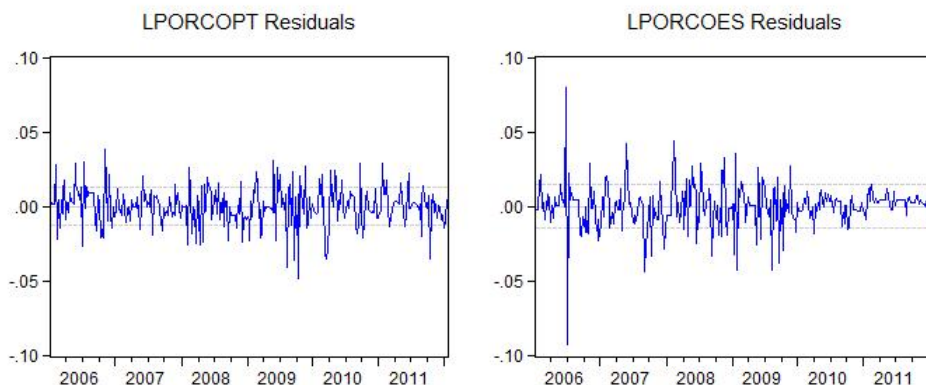


Figura A.5: Gráficos dos resíduos das equações do modelo estimado

VAR Residual Serial Correlation LM T...
 Null Hypothesis: no serial correlation ...
 Sample: 1/05/2004 1/16/2012
 Included observations: 315

Lags	LM-Stat	Prob	Lags	LM-Stat	Prob
1	3.031485	0.5526	28	4.142562	0.3871
2	5.857714	0.2100	29	3.245247	0.5177
3	2.044114	0.7276	30	7.330150	0.1194
4	0.566098	0.9668	31	6.096873	0.1920
5	5.536289	0.2366	32	2.268181	0.6866
6	0.857503	0.9306	33	3.858776	0.4255
7	4.314563	0.3651	34	9.120564	0.0582
8	4.801052	0.3083	35	1.668037	0.7965
9	6.693445	0.1530	36	1.775772	0.7769
10	0.440079	0.9791	37	1.883846	0.7571
11	3.165276	0.5306	38	7.348969	0.1186
12	2.963368	0.5640	39	6.812508	0.1461
13	7.174458	0.1270	40	1.106978	0.8932
14	1.817719	0.7692	41	0.917281	0.9221
15	3.491545	0.4792	42	1.715988	0.7878
16	2.438238	0.6557	43	4.648929	0.3253
17	4.889500	0.2988	44	1.622690	0.8047
18	3.031366	0.5526	45	2.799936	0.5918
19	4.566060	0.3348	46	4.868673	0.3010
20	4.941427	0.2934	47	13.13157	0.0107
21	3.423354	0.4896	48	2.221634	0.6951
22	4.514462	0.3408	49	3.272638	0.5133
23	4.178173	0.3824	50	5.355950	0.2527
24	5.766671	0.2173	51	7.335356	0.1192
25	1.142651	0.8874	52	8.660902	0.0702
26	6.471931	0.1666			
27	4.286432	0.3686			

Probs from chi-square with 4 df.

Figura A.6: Resultados do teste LM com um lag até 52 observações

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Sample: 1/05/2004 1/16/2012
 Included observations: 315

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df	Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.625201	NA*	1.630377	NA*	NA*	29	101.5774	0.6556	107.1292	0.5056	108
2	6.219476	NA*	6.254008	NA*	NA*	30	108.7149	0.5702	115.0180	0.4035	112
3	7.990255	0.0919	8.041814	0.0901	4	31	114.7530	0.5153	121.7153	0.3399	116
4	8.491841	0.3870	8.549851	0.3817	8	32	116.9810	0.5610	124.1951	0.3780	120
5	13.44099	0.3378	13.57883	0.3284	12	33	120.5992	0.5697	128.2367	0.3789	124
6	14.24570	0.5804	14.39916	0.5690	16	34	129.2309	0.4529	137.9128	0.2592	128
7	18.22442	0.5726	18.46830	0.5566	20	35	130.7992	0.5132	139.6772	0.3070	132
8	22.63439	0.5415	22.99320	0.5202	24	36	132.5468	0.5678	141.6503	0.3526	136
9	28.82107	0.4216	29.36183	0.3944	28	37	134.3951	0.6177	143.7446	0.3968	140
10	29.24563	0.6067	29.80032	0.5783	32	38	141.5318	0.5426	151.8603	0.3106	144
11	32.33235	0.6437	32.99873	0.6121	36	39	148.1140	0.4819	159.3727	0.2472	148
12	35.19814	0.6860	35.97802	0.6519	40	40	149.1572	0.5500	160.5675	0.3014	152
13	42.16615	0.5505	43.24596	0.5038	44	41	150.0192	0.6199	161.5585	0.3637	156
14	43.88084	0.6422	45.04041	0.5949	48	42	151.6999	0.6682	163.4979	0.4085	160
15	47.15872	0.6643	48.48218	0.6130	52	43	156.1898	0.6559	168.6975	0.3845	164
16	49.45285	0.7193	50.89907	0.6678	56	44	157.6897	0.7047	170.4410	0.4330	168
17	54.01799	0.6928	55.72465	0.6326	60	45	160.2642	0.7296	173.4445	0.4548	172
18	56.96465	0.7213	58.84990	0.6586	64	46	164.8163	0.7168	178.7750	0.4275	176
19	61.28060	0.7049	63.44288	0.6339	68	47	176.8332	0.5528	192.8994	0.2422	180
20	65.93241	0.6789	68.41006	0.5981	72	48	178.8632	0.5931	195.2943	0.2704	184
21	69.21550	0.6960	71.92766	0.6110	76	49	181.9430	0.6108	198.9414	0.2783	188
22	73.51908	0.6822	76.55438	0.5884	80	50	186.9106	0.5902	204.8463	0.2497	192
23	77.59799	0.6755	80.95457	0.5739	84	51	193.7041	0.5330	212.9522	0.1932	196
24	82.96599	0.6317	86.76529	0.5172	88	52	201.6881	0.4532	222.5148	0.1315	200
25	84.04478	0.7105	87.93709	0.6005	92						
26	90.31251	0.6445	94.76870	0.5164	96						
27	94.39421	0.6393	99.23305	0.5029	100						
28	98.40807	0.6362	103.6385	0.4916	104						

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Figura A.7: Resultados do teste Portmanteau com um *lag* até 52 observações

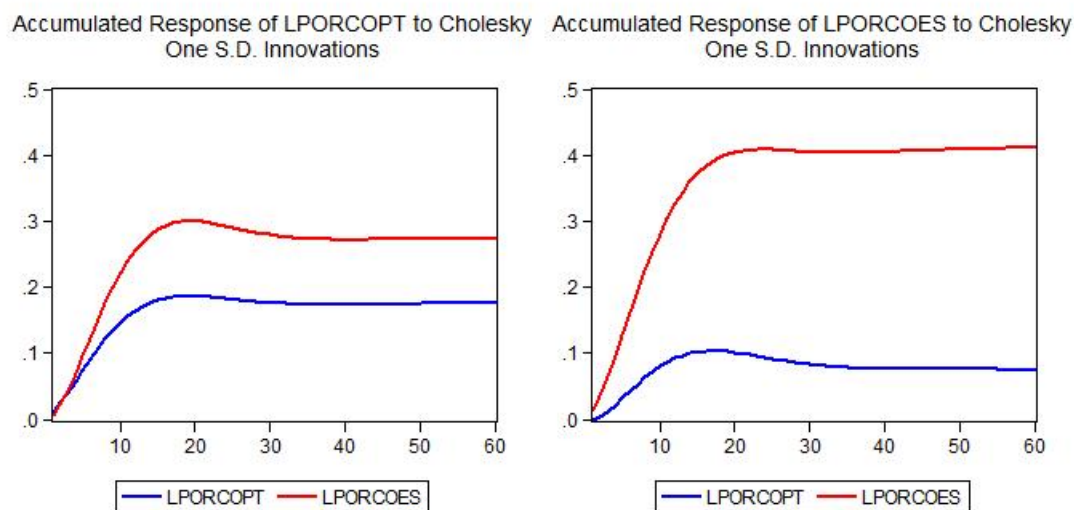


Figura A.8: Respostas cumulativas a impulsos de $LPORCOPT_t$ e $LPORCOES_t$ a choques das inovações