

Eunice Alexandra Gonçalves Duarte Lopes

# O impacto do preço internacional do petróleo nas taxas de câmbio em Angola

Tese de Mestrado em Economia Financeira

2016



UNIVERSIDADE DE COIMBRA



**FEUC** FACULDADE DE ECONOMIA  
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Eunice Alexandra Gonçalves Duarte Lopes

# O impacto do preço do preço do petróleo nas taxas de câmbio em Angola

Dissertação de Mestrado em Economia, na especialidade de Economia Financeira, apresentada à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra para obtenção do grau de Mestre

Orientadores: Prof. Doutora Ana Margarida Machado Monteiro e Prof. Doutor António Alberto Ferreira Santos

Coimbra, 2016

## Resumo

Em alguns países subdesenvolvidos, como Angola, flutuações no preço internacional do petróleo abalam e colocam em causa, as estruturas do estado e a estabilidade económica e financeira das instituições públicas e privadas. Angola vive dependente de um sector terciário alimentado pela importação de produtos e tem-se mostrado incapaz de desenvolver um sector primário e secundário que permita criar as bases para o desenvolvimento económico estruturado e sustentado. O presente trabalho pretende analisar a relação entre a evolução do preço internacional do petróleo e as taxas de câmbio em Angola. Para tal, recorreremos à análise com onduletas e às ferramentas econométricas tradicionais, procurando beneficiar das vantagens de cada um dos métodos e comparando os resultados obtidos pelas diferentes metodologias. Concluimos que o sistema de câmbio oficial sofre uma forte influência das políticas cambiais e monetárias do Banco Nacional de Angola. Apesar de as duas variáveis não serem co-integradas, no longo prazo uma redução nos preços internacionais do petróleo, provoca uma depreciação do Kwanza, consequência da forte dependência da economia angolana, face à produção e exportação desta matéria-prima. A taxa de câmbio “informal”, ao contrário da taxa de câmbio oficial, é gerida por um sistema de câmbios flexíveis. Assim, no curto prazo a taxa de câmbio do mercado “informal” é muito influenciada pelos valores assumidos nos períodos anteriores, enquanto que em equilíbrio, uma diminuição do preço internacional do petróleo provoca uma depreciação de mais do dobro na taxa de câmbio do mercado “informal”. A análise da relação do preço do petróleo e a taxa de câmbio real, levou-nos a concluir que no longo prazo um aumento do preço do petróleo provoca uma perda de competitividade da economia angolana face ao exterior.

**Palavras chave:** Preço internacional do petróleo; Taxa de câmbio; Onduletas; Modelo VAR; Modelos OLS

**JEL codes:** C22, C32, F31, Q33, Q41

## **Abstract**

In some underdeveloped countries such as Angola, fluctuations in the international oil prices jeopardize the economic and the financial stability of the state and the private structures. Angola depends on the tertiary sector fed by commodity import and hasn't been able to develop agriculture and industry which would allow the basis for a sustained economic growth. This essay analyses the relation between the evolution of the international oil price and the exchange rates in Angola. For the analysis, we used wavelets and the traditional econometric tools, trying to take the most of each methodology by comparing the results. We came to the conclusion that the official exchange system is strongly influenced by the exchange and currency policies of the national bank of Angola (BNA). Although the two variables are not co-integrated, in the long term the reduction in the international oil prices brings a depreciation of the Kwanza, caused by the strong dependency on this raw material, by the Angolan economy. Differently from the official, the "informal" currency exchange is managed by a flexible exchange rate system. Thus, in the short term the exchange in the "informal" market is highly influenced by the values previously recorded, while in the long term a decrease in the international oil price causes a depreciation of more than the double in the rate of the "informal" market. By analysing the connection between oil price and the real exchange rate, we came to the conclusion that in the long term, an increase in the oil price causes a loss of competitiveness in the Angolan economy.

**Key words:** International oil price; exchange rate; wavelets; VAR model; OLS models

**JEL codes:** C22, C32, F31, Q33, Q41

## Índice

1. Introdução .....	5
2. Revisão da literatura .....	8
3. Metodologias .....	10
3.1. Onduletas .....	10
3.1.1. Definição e propriedades.....	11
3.1.2. Transformada contínua de onduletas.....	13
3.1.3. Transformada discreta de onduleta e análise multirresolução	13
3.1.4. Análise de coerência .....	15
3.2. Análise econométrica .....	17
4. Análise empírica .....	20
4.1. Dados e estatísticas sumárias.....	20
4.2. Análise multirresolução com recurso a onduletas .....	24
4.3. Análise da coerência .....	27
4.4. Resultados econométricos .....	32
4.4.1. Estudo da estacionaridade.....	32
4.4.2. Estudos de causalidade.....	34
4.4.3. Resultados associados à cointegração.....	41
4.5. Análise comparativa: onduletas versus econometria.....	46
5. Conclusão .....	47
6. Anexos .....	49
7. Referências bibliográficas.....	53

## 1. Introdução

O petróleo continua a ser um dos recursos naturais mais importantes na economia mundial, assim, o estudo da relação entre o preço de petróleo e as taxas de câmbio, é um tema que continua a ser alvo de inúmeros estudos. Enquanto muitos países desenvolvidos incentivam a instalação e produção de energias alternativas, ainda existem muitas economias dependentes da produção e da cotação internacional do petróleo, fruto de condicionalismos socio económicos, políticos e geográficos. No caso dos países exportadores de petróleo, como é o caso de Angola, queremos mostrar que um aumento do preço internacional do petróleo irá conduzir a uma depreciação do dólar americano face à moeda nacional. Sendo os Estados Unidos da América um dos principais consumidores de petróleo do mundo, quando o preço do petróleo aumenta, é injetada mais moeda estrangeira, USD, nas economias dos países exportadores, o que leva a uma apreciação da moeda local face ao dólar americano, (Krugman, 1983). Apesar de desde Maio de 2015, a China se ter tornado o maior importador de petróleo do mundo, esta relação é ainda válida, uma vez que a moeda de transação continua a ser o dólar americano – os “petrodólares”.

Desde o segundo semestre de 2014 que temos vindo a assistir a uma queda continuada no preço do petróleo, queda esta que se acentuou nas primeiras semanas de 2016, atingindo um mínimo de 26,01 dólares no dia 20 de janeiro. O assunto é de grande relevância, dada a enorme importância que o petróleo assume na economia angolana – responsável por 97% das exportações em 2012 e 81% das receitas públicas no mesmo ano.

Angola é um país pós-conflito – décadas de hostilidades terminaram em 2002 – com défices significativos de infraestruturas e capital humano. As receitas do petróleo apoiaram um forte crescimento na década de 2005-2015, mas também tornaram o país vulnerável à volatilidade dessas mesmas receitas. Angola é o segundo maior produtor de petróleo da África subsariana. No período de 2006-2010, a economia angolana apresentava crescimentos médios anuais de 10%, fazendo de Angola a terceira maior economia da África Subsariana, logo a seguir à Nigéria e África do Sul. Desde a década de noventa, a convivência com altas taxas de inflação tem sido uma das características

da economia angolana. A inflação, definida como sendo um aumento contínuo e generalizado do nível geral de preços, provoca uma perda progressiva do poder de compra da moeda, e atinge todos os agentes económicos, mesmo que não seja de forma igual. A inflação gera custos económicos, bem como sociais, pelo que o governo angolano, como a maioria dos governos, tem-se preocupado com este fenómeno, tentando de várias formas lutar contra ele, fundamentalmente, através da implementação de políticas monetárias, cambiais e fiscais (Carvalho *et al.*, 2012). Segundo dados do INE, a inflação homóloga atingiu em março de 2016 o valor mais alto dos últimos dez anos; 23,6%, depois de vinte meses consecutivos a subir, deteriorando gravemente o poder de compra dos consumidores.

Foram realizados progressos na redução das taxas de pobreza de 54% em 2000 para 43% em 2008, no entanto, a desigualdade aumentou (IMF, 2015). O sector petrolífero representa 36% do PIB e 97% das exportações totais. Com a descida acentuada dos preços de petróleo, a economia angolana tem sido duramente afetada, com as reservas internacionais líquidas (RIL) a atingirem, no final de 2015, o mínimo dos últimos cinco anos, fixando-se em 24 572 milhões de USD.

A queda das RIL, cuja principal fonte de receita é a contribuição fiscal do petróleo, implicou uma severa limitação à atividade económica do país, uma vez que a produção nacional corresponde a menos de 20% da oferta interna global, sendo os restantes 80% importados e pagos com moeda estrangeira. Embora o desempenho dos setores não petrolíferos deva continuar a ultrapassar o setor petrolífero, a tendência da economia não petrolífera será para desacelerar ainda mais em 2016, com setores como a construção civil e transportes com crescimentos mais lentos do que havia sido projetado. A falta de infraestruturas, incluindo o fornecimento de energia elétrica, pode comprometer o desenvolvimento do sector industrial e agrícola. O potencial do sector agrícola é muito grande, o país era um exportador bem-sucedido de produtos agrícolas antes da guerra civil; ainda assim, o setor emprega 70% da população de Angola, na produção de milho, mandioca, café, madeira e carne (Muzima e Mendy, 2015).

Embora a taxa de câmbio oficial do kwanza face ao dólar americano tenha desvalorizado quase 30% desde setembro de 2014, os desequilíbrios do mercado

cambial persistem. O BNA utilizou as reservas internacionais a um ritmo controlado para atenuar a desvalorização e adotou uma lista prioritária para o acesso a moeda estrangeira à taxa oficial, dando uma maior prioridade às importações de géneros alimentícios, medicamentos, matérias-primas e ao setor do petróleo. No entanto, o mercado cambial permanece desequilibrado com diferenciais entre taxas de câmbio no mercado paralelo e oficial a aumentar de cerca de 15%, em setembro de 2014, para aproximadamente 65% no início de outubro de 2015 (IMF 2015). Em janeiro de 2016, a diferença atingiu os 155,616 Kz/USD no BNA e 450,00 Kz/USD no “mercado informal”.

Durante a crise financeira de 2008, apesar de observarmos reduções no preço do petróleo na ordem dos 76,5% em apenas cinco meses, a taxa de câmbio permaneceu quase inalterável com uma variação máxima de 0,19% no mesmo período. A estabilização do Kwana surgiu como resultado da intervenção do BNA no mercado cambial, visando um crescimento económico sustentável, conseguido graças a um forte crescimento das reservas internacionais.

Pretendemos assim caracterizar a forma como as taxas de câmbio servem de veículo transmissor para os diferentes aspetos da economia relativamente a uma evolução desfavorável do preço do petróleo – na visão dos países monoexportadores.

Os estudos realizados até agora a nível internacional abordam a relação entre o preço internacional do petróleo e apenas uma taxa de câmbio: a real ou a nominal. Por um lado vamos realizar um estudo econométrico utilizando um modelo vetorial autorregressivo (VAR) e um modelo autorregressivo com defasamentos distribuídos (ADL), para as análises complementares da relação entre o preço internacional do petróleo e as taxas de câmbio nominal oficial, “informal” e real. Por outro lado recorreremos ao estudo com onduletas para a relação entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal oficial; uma vez que neste caso possuímos uma amostra com dados suficientes para a análise.

O restante trabalho encontra-se organizado da seguinte forma: após a revisão da literatura, faremos uma descrição das metodologias utilizadas no capítulo 3. No capítulo 4 faremos a análise empírica, assim como a comparação dos resultados obtidos pelas diferentes metodologias. Finalizamos com a conclusão no capítulo 5.



## 2. Revisão da literatura

Dada a elevada quantidade de estudos que abordam a relação entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio, vamos tentar referir alguns dos estudos mais relevantes, a nível internacional, sobre a relação entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio para alguns países exportadores, e de seguida dar ênfase ao que foi publicado nesta área sobre o continente africano, uma vez que o nosso estudo vai incidir sobre o impacto do preço do petróleo nas taxas de câmbio em Angola. Para terminar, vamos fazer uma ligeira abordagem sobre as metodologias utilizadas até agora nesta área, dando especial ênfase às onduletas, de forma a justificar as diferentes abordagens adotadas.

A Rússia é o maior produtor de petróleo do mundo, Rautava (2004) estudou o impacto dos preços internacionais do petróleo e da taxa de câmbio real na economia russa e na sua política fiscal, utilizando um modelo vetorial autorregressivo (VAR) e técnicas de cointegração. Os resultados mostram que a economia russa é influenciada significativamente pelos preços do petróleo; além disso, a taxa de câmbio russa varia inversamente no curto e no longo prazo relativamente aos preços do petróleo. Continuando com os grandes produtores de petróleo mundiais, Al-mulali e Che Sab (2011) estudaram o impacto dos choques dos preços do petróleo na taxa de câmbio real do dirham nos Emirados Árabes Unidos (UAE), recorrendo também a um modelo VAR. Neste caso, concluíram que choques no preço do petróleo parecem não conduzir a alterações na taxa de câmbio, uma vez que o governo utiliza um sistema de câmbios fixos.

Coleman *et al.* (2011) tentaram demonstrar a importância do preço do petróleo sobre taxa de câmbio real para 13 países africanos - Burkina Faso, Camarões, Costa do Marfim, Quênia, Madagáscar, Maurícias, Marrocos, Nigéria, Ruanda, Senegal, Seychelles, África do Sul e Togo - utilizando dados mensais no período de 01/12/2003 a 02/07/2014, concluindo que os choques no preço do petróleo são determinantes para a taxa de câmbio real, mesmo no longo prazo.

Numa abordagem a 3 países africanos, Botswana, Quênia e Tanzânia, Pershin *et al.* (2015) foram pioneiros ao analisar dados diários, no período de 01/12/2003 a 02/07/2014, concluindo que as taxas de câmbio destes países têm comportamentos

diferentes no caso de um choque no preço do petróleo – não conseguindo criar uma regra para estes 3 países importadores da África subsaariana.

Turhan *et al.* (2012) estudaram 13 mercados emergentes, alguns deles exportadores de petróleo, entre os quais Nigéria e África do Sul, com dados diários desde 01/02/2001 a 06/02/2010, concluindo que um choque nos preços do petróleo tem um impacto bastante forte sobre estas economias.

Oriavwote e Eriemo (2012) mostraram que os preços de petróleo afetam significativamente a taxa de câmbio na Nigéria, utilizando um modelo VAR. Um resultado semelhante foi reportado em 2011, desta vez numa análise de longo prazo, com um modelo VECM (Suleiman e Muhammad, 2011).

Para o estudo da relação entre o preço internacional do petróleo e a taxa de câmbio, têm sido utilizadas as mais diversas metodologias, começando pelo Modelo VAR, apresentado em Coleman *et al.* (2011) e Coudert *et al.* (2007), o modelo estrutural autorregressivo Huang e Guo (2007) e modelo exponencial (Narayan *et al.*, 2008). Em alternativa, Amano e Norden (1998) aplicaram cointegração, causalidade e o modelo de correção de erros em dados mensais de taxas de câmbio reais e preço de petróleo, para 3 países importadores. Huang e Guo (2007) por sua vez utilizaram um modelo estrutural VAR a 4 dimensões, para a análise da relação entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio real.

Nas abordagens mais clássicas do estudo da relação entre os preços de petróleo e taxas de câmbio, a condição de estacionaridade das séries, nem sempre é satisfeita. Se as variáveis forem não estacionárias, o resultado das regressões standard podem ser inválidas (Yang *et al.*, 2016). Uma das soluções para ultrapassar o problema da não estacionaridade das séries é a utilização de onduletas. A principal vantagem da utilização da análise por onduletas é a possibilidade de decomposição de séries temporais macroeconómicas num conjunto de componentes tempo-escala, que descrevem o comportamento da variável através da análise de sinal. Há diversas publicações com a utilização de onduletas em economia e finanças, no entanto, apenas vamos mencionar a utilização das mesmas neste tema específico – preços de petróleo e taxas de câmbio. Em 2013, as onduletas foram usadas para explorar a relação entre os

preços do petróleo e a taxa de câmbio real na Índia, encontrando uma relação biunívoca entre as duas variáveis em escalas de tempo altas (frequência mais baixa); o mesmo não acontecendo em escalas de tempo mais baixas (Tiwari *et al.*, 2013). No caso do Japão, um dos maiores importadores de petróleo do mundo, utilizando dados mensais do período de 06/1983 a 05/2013, concluiu-se que apesar de a relação existir, esta não é constante ao longo do tempo (Yang *et al.*, 2016). No caso da Roménia, o mesmo autor concluiu que o preço do petróleo tem uma forte influência na taxa de câmbio real tanto no curto, como no longo prazo. Este resultado é especialmente importante, pois para a mesma análise, utilizando o teste de causalidade de Granger, não mostrava qualquer relação entre as duas variáveis (Tiwari *et al.*, 2013).

### **3. Metodologias**

#### **3.1. Onduletas**

A teoria referente às onduletas foi inicialmente apresentada por A. Haar em 1909. Mais recentemente, em 1988, Grossmann e Morlet (1984) contribuíram para um forte desenvolvimento desta teoria.

Tradicionalmente, tem sido usado nos estudos com séries financeiras a análise de Fourier. As séries de Fourier dizem respeito a uma combinação linear de senos e cossenos; deste modo podemos considerar que a decomposição da série diz respeito à frequência do sinal. Tratando-se de séries estacionárias esta abordagem pode ser muito útil, no entanto a maior parte das séries financeiras exibem padrões muito variáveis ao longo do tempo. Por conseguinte, a análise de Fourier dificilmente conseguirá captar estes acontecimentos (Gençay *et al.*, 2001). Sendo a transformada de Fourier uma representação alternativa da série financeira original como função da frequência, a informação da série relativa à variação ao longo do tempo poderá não estar acautelada. Para poder analisar a evolução temporal da série é necessário usar uma base de funções diferente. As onduletas são funções reais ou complexas, com um determinado número de oscilações. Dado que podemos definir a sua localização no tempo e na escala, permitem analisar as séries tendo em conta estes dois aspetos. De facto, a transformada

de ondulas utiliza uma função básica designada por “onduleta mãe”, que é depois “esticada e encolhida” ao longo do tempo, de modo a captar características localizadas no tempo e na frequência.

**Figura 1** – Representação no espaço tempo-frequência



Enquanto que a transformada com ondulas utiliza uma base local de funções que podem ser dilatadas e deslocadas, permitindo identificar fenómenos no domínio da frequência e do tempo, na transformada de Fourier as janelas têm dimensão constante. Deste modo, quando se pretende ter maior precisão nos dados de baixa frequência, utilizam-se intervalos de tempo mais longos. Por outro lado, para maior precisão na informação de alta frequência utiliza intervalos de tempo mais curtos.

Iremos, de seguida, apresentar algumas noções básicas que poderão ser aprofundadas em Daubechies (1992).

### 3.1.1. Definição e propriedades

As funções onduleta estão definidas em  $L^2(\mathfrak{R})$ , conjunto de funções de quadrado integrável, ou seja, dadas duas funções  $x, y \in L^2(\mathfrak{R})$  o seu produto interno é definido por

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x(t)\bar{y}(t)dt, \tag{1}$$

em que  $\bar{y}$  representa o conjugado complexo de  $y$  e tal que

$$\|x\|^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t)\bar{x}(t)dt = \int_{-\infty}^{+\infty} |x(t)|^2 dt < \infty \tag{2}$$

Desta forma, consideramos a função  $\psi$  como sendo uma onduleta mãe se esta for responsável por gerar uma família de onduletas definidas por

$$\psi_{\tau,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right), \forall s, \tau \in \mathfrak{R}, s > 0 \quad (3)$$

em que  $s$  é o parâmetro de escala que controla a largura da onduleta,  $\tau$  é um parâmetro de localização que indica onde a onduleta está centrada e finalmente  $\frac{1}{\sqrt{s}}$  é o fator de normalização. Se a onduleta sofrer uma translação de  $\tau$  unidades, significa que sofreu um deslocamento na linha do tempo. Relativamente ao parâmetro de escala,  $s > 1$  significa que a onduleta sofreu uma dilatação, se  $s < 1$ , significa que sofreu uma compressão. À medida que  $s$  aumenta, a amplitude do suporte da onduleta também aumenta. Um suporte de onduleta alargado dá informação sobre a variação do sinal em grande escala, enquanto que um suporte de onduleta curto fornece informação sobre a variação do sinal em pequena escala.

Uma função onduleta mãe  $\psi$ , satisfaz as seguintes propriedades:

(i) condição de admissibilidade

$$0 < C_\psi = \int_0^{+\infty} \frac{|\hat{\psi}(v)|^2}{v} dv < +\infty, \quad (4)$$

onde  $\hat{\psi}(v)$  é a transformada de Fourier<sup>1</sup> de  $\psi(x)$

(ii) integral zero,

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \psi(x) dx = 0 \quad (5)$$

geralmente consideramos a onduleta normalizada com energia unitária

(iii) ser de quadrado integrável, com valor igual a 1

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \psi^2(x) dx = 1 \quad (6)$$

---

<sup>1</sup> A transformada de Fourier de uma série temporal é dada por

$$\hat{\psi}(v) = \int_{-\infty}^{+\infty} \psi(t) e^{-i2\pi ft} dt$$

Dentro das funções onduleta podemos encontrar várias famílias de funções cujas diferenças residem, essencialmente, no suporte da função  $\psi$ , na sua simetria, no número de momentos nulos e na regularidade dessa função.

### 3.1.2. Transformada contínua de onduletas

A transformada contínua com onduletas de uma série temporal  $x(t)$  pode ser escrita como

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t)\psi_{t,s}^*(t)dt = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi^* \left( \frac{t-\tau}{s} \right) \quad (7)$$

onde  $\psi^*$  corresponde ao conjugado complexo de  $\psi$ .

A transformada contínua de onduleta pode ser interpretada como a correlação do cruzamento de um sinal  $x(t)$  com um conjunto de onduletas de diferentes escalas,  $s$ , em diferentes posições de tempo  $\tau$ .

### 3.1.3. Transformada discreta de onduleta e análise multirresolução

A transformada discreta com onduletas, pode ser vista como uma discretização do caso contínuo, podendo ser escrita do seguinte modo

$$\psi_{j,k}(t) = \frac{1}{\sqrt{s_0^j}} \psi \left( \frac{t-k\tau_0 s_0^j}{s_0^j} \right) \quad (8)$$

onde  $j$  é o inteiro que controla a dilatação da onduleta,  $k$  é o inteiro que controla a translação e  $s_0 > 1$  e  $\tau_0 > 0$ .

Enquanto que a transformada contínua com onduletas opera em todas as escalas, na transformada discreta com onduletas, calcula-se o número de escalas a usar, assegurando que a informação presente na função original é preservada pelos coeficientes das onduletas. A discretização da escala é dada por  $s = s_0^j$  e a discretização da translação corresponde a  $\tau = k\tau_0 s_0^j$ . Se considerarmos  $N$  o número total de observações, então o número máximo de escalas,  $J$ , é dado pelo maior inteiro que verificar a seguinte condição  $J \leq \frac{\log(N)}{\log(2)}$ .

As componentes de alta frequência refletem o comportamento no curto prazo, enquanto que os de baixa frequência refletem a dinâmica de longo prazo da variável.

Dada uma série temporal  $y(t)$ , podemos estabelecer a sua decomposição usando a transformada de onduletas como sendo

$$y(t) = \sum_k s_{J,k} \phi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J,k} \psi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J-1,k} \psi_{J-1,k}(t) + \dots + \sum_k d_{1,k} \psi_{1,k}(t) \quad (9)$$

onde  $J$  é o número de níveis de multirresolução (escalas) e  $k$  descreve a variação de 1 até ao número de coeficientes de cada nível. Os elementos  $s_{J,k}, d_{J,k}, d_{J-1,k}, \dots, d_{1,k}$  são os coeficientes da transformada de onduleta que são dados por

$$s_{J,k} = \int y(t) \phi_{J,k}(t) dt \quad (10)$$

$$d_{j,k} = \int y(t) \psi_{j,k}(t) dt, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (11)$$

De forma mais sintética, podemos escrever a equação (9), como

$$y(t) = S_J(t) + D_J(t) + D_{J-1}(t) + \dots + D_1(t) \quad (12)$$

esta expressão representa a decomposição de  $y(t)$  em componentes ortogonais  $S_J(t), D_J(t), D_{J-1}(t), \dots, D_1(t)$ , com

$$S_J(t) = \sum_k s_{J,k} \phi_{J,k}(t) \quad (13)$$

$$D_j(t) = \sum_k d_{j,k} \psi_{j,k}(t), \quad (14)$$

para  $j = 1, 2, \dots, J$ , onde  $S_J(t)$  é denominada componente de aproximação e  $D_j(t)$  são os componentes de detalhe, respetivamente (Rua, 2011).

A melhor forma de visualizar esta decomposição é considerando uma sequência de mapas topográficos:  $S_J(t)$  dá-nos o contorno exterior e cada  $D_j(t)$  fornece-nos um maior nível de detalhe. Por exemplo, para uma análise multirresolução de nível 6, a decomposição onduleta da variável  $y$  consiste em 6 níveis de detalhe ( $D_6(t), D_5(t), D_4(t), D_3(t), D_2(t), D_1(t)$ ) e um coeficiente de aproximação ( $S_6(t)$ ). O coeficiente de aproximação reflete as dinâmicas de frequências baixas, enquanto que os detalhes representam as características de  $y(t)$  nas altas frequências.

### 3.1.4. Análise de coerência

A coerência com onduletas permite aferir o quanto estão relacionadas duas séries ao longo do tempo e nas diferentes frequências, utilizando a transformada contínua.

O espectro da onduleta,  $|W_x(\tau, s)|^2$  mede a contribuição relativa, em cada momento e para cada escala, da variância da série temporal. Dadas duas séries  $x(t)$  e  $y(t)$ , sendo as respectivas transformadas  $W_x(\tau, s)$  e  $W_y(\tau, s)$ , o espectro cruzado utilizando onduletas é dado por

$$W_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s)W_y^*(\tau, s) \quad (15)$$

onde  $W_y^*(\tau, s)$  designa o conjugado complexo de  $W_y(\tau, s)$  e permite aferir a covariância entre as duas séries temporais no espaço tempo-frequência.

A coerência com onduletas é dada pelo rácio entre o espectro cruzado das duas séries e o produto entre o espectro de cada uma delas.

$$R^2(\tau, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{xy}(\tau, s))|^2}{S(s^{-1}|W_x(\tau, s)|^2)S(s^{-1}|W_y(\tau, s)|^2)} \quad (16)$$

em que  $S$  corresponde a um operador de suavização quer no tempo quer na escala (Torrence e Webster, 1999). Este rácio indica a correlação local entre duas séries temporais, ao longo do tempo e frequência.

$R^2(\tau, s)$  varia entre 0 e 1 com um valor alto (baixo) a indicar uma forte (fraca) correlação – o valor 1 é indicativo de uma relação linear perfeita, enquanto que 0 é obtido para a inexistência de correlação. A coerência da onduleta fornece informação local sobre onde as duas séries temporais  $x(t)$  e  $y(t)$ , não estacionárias, são linearmente correlacionadas numa dada frequência e localização temporal. Assim, através do gráfico da coerência com onduletas é possível distinguir no espaço tempo-frequência quando é que a relação é mais intensa e identificar quer alterações ao longo do tempo quer ao nível da frequência.

A coerência permite investigar o grau de comovimento, mas ignora o eventual desfasamento existente entre as variáveis. Esta última informação é apenas fornecida

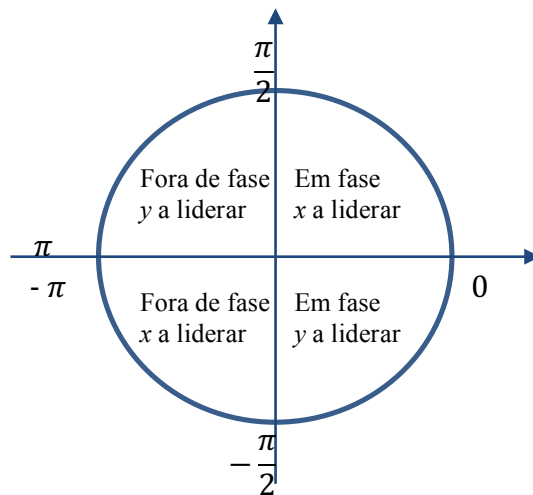


pela diferença de fase. Dito doutra forma, a coerência pode ser vista como a correlação (ao quadrado) máxima existente entre duas variáveis.

A diferença de fase com onduletas é obtida a partir do espectro cruzado

$$\theta(\tau, s) = \arctg\left(\frac{Im(W_{xy}(\tau, s))}{Re(W_{xy}(\tau, s))}\right), \text{ com } \theta(\tau, s) \in [-\pi, \pi] \quad (17)$$

onde  $Re$  corresponde à parte real e  $Im$  à parte imaginária. Esta medida, além da caracterização da relação de desfasamento, permite também aferir se esse desfasamento mudou ao longo do tempo. Se a fase for zero, significa que as duas séries temporais se movem de igual forma numa determinada frequência. Se  $\phi(\tau, s) \in \left(0, \frac{\pi}{2}\right)$  então as séries estão em fase e a série  $x$  induz  $y$ . Se  $\phi(\tau, s) \in \left(-\frac{\pi}{2}, 0\right)$  então é  $y$  que está a liderar. Uma fase de  $\pi$  (ou  $-\pi$ ) indica que as variáveis não estão em fase. Se  $\phi(\tau, s) \in \left(\frac{\pi}{2}, \pi\right)$  então  $y$  está a liderar. A série temporal  $x$  lidera se  $\phi(\tau, s) \in \left(-\pi, -\frac{\pi}{2}\right)$  (Conraria e Soares, 2011)



**Figura 2** – Circulo das diferenças de fase

### 3.2. Análise econométrica

Encontrar uma relação de equilíbrio linear, de longo prazo, entre duas variáveis económicas, não é comum, especialmente uma relação definitiva. Há diversas variáveis económicas que estão necessariamente relacionadas e entre as quais é simples estabelecer relações de longo prazo, como é o caso do consumo e do rendimento. No entanto, é muito difícil encontrar variáveis com este tipo de comportamento, uma vez que naturalmente os parâmetros variam no tempo. Assim, mesmo que a relação exista entre as variáveis, pode ser não linear. A relação linear entre variáveis é uma relação bem definida, mas não linear é tudo o que não é linear.

Numa economia global onde as trocas internacionais assumem uma importância extrema e o petróleo continua a ser a principal fonte de energia, é natural que o preço internacional do petróleo e as taxas de câmbio estejam relacionadas. Várias questões podem ser levantadas. Será esta relação linear ou não linear? Será o preço internacional do petróleo a influenciar as taxas de câmbio ou relação será ao contrário? Será que existe uma relação de causa efeito entre elas? Será que os métodos tradicionais conseguem detetar este tipo de relação?

Vamos considerar um modelo linear associado aos preços do petróleo,  $P_t$  e à taxa de câmbio nominal  $E_t$ . Como é comum em econometria, vamos usar os logaritmos das variáveis, neste caso  $p_t = \log(P_t)$  e  $e_t = \log(E_t)$ . Se queremos considerar uma relação linear entre as duas variáveis, teremos que considerar a possibilidade de o preço do petróleo também poder ser determinado pela taxa de câmbio e vice-versa:

$$p_t = \alpha + \beta e_t + u_t, \quad u_t \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (18)$$

ou

$$e_t = \delta + \gamma p_t + v_t, \quad v_t \sim IID(0, \sigma_v^2) \quad (19)$$

No caso de Angola, como os níveis de produção de petróleo não lhe permitem influenciar os preços internacionais, não faz sentido considerarmos a primeira equação, pelo que vamos apenas centrar o nosso estudo na segunda equação – o preço internacional do petróleo influencia a taxa de câmbio.

Como é nossa convicção que a taxa de câmbio nominal, quer oficial, quer paralela, de um determinado período é influenciada pelos seus valores passados, por causa das expectativas dos agentes económicos quanto à evolução da taxa de câmbio. O mesmo será dizer que os valores atuais e passados dos preços internacionais do petróleo influenciam os valores atuais da taxa de câmbio. Isto porque existe um desfasamento entre a data de venda do petróleo, por parte do estado angolano, e a data de recebimento das divisas. Adicionalmente, porque o estado angolano, recorrentemente, hipotecou com preço fixado, vendas futuras de petróleo em troca de financiamentos, principalmente com a China. Em 2008 e 2009 apesar da redução acentuada dos preços do petróleo, as taxas de câmbio mantiveram uma evolução estável, devido ao sistema de câmbios controlados pelo Banco Nacional de Angola. Para captar este efeito criámos uma variável Dummy para 2008 (d2008) e outra para 2009 (d2009). Partindo destes pressupostos, e para a especificação dos modelos, utilizámos a metodologia de Hendry (Krolzig e Hendry, 2001) do caso geral para o particular, recorrendo ao modelo autorregressivo com desfasamentos distribuídos (ADL), dado pela seguinte expressão matemática:

$$Y_t = a_0 + a_1X_t + a_2X_{t-1} + b_1W_{t-1} + b_2W_{t-2} + \pi Y_{t-1} + \mu_t \quad (20)$$

em que,  $a_1, a_2$  e  $b_1, b_2$  são os efeitos parciais de curto prazo,  $\pi = (1 - \delta)$ , com  $(0 < \delta < 1)$ , onde  $\delta$  é o coeficiente de ajustamento parcial,  $(Y_t - Y_{t-1}) = \delta(Y_t^* - Y_{t-1})$  é o mecanismo de ajustamento parcial e por fim  $(a_1 + a_2)/(1 - \pi)$  e  $(b_1 + b_2)/(1 - \pi)$  são os efeitos de longo prazo. Ou seja, se dividirmos as elasticidades de curto prazo por  $\delta$ , obtemos as elasticidades de longo prazo.

Esta metodologia fornece-nos a rapidez do ajustamento entre a variação efetiva e a variação ótima da variável dependente, o erro não é autorregressivo, apresenta os efeitos de curto e longo prazo, permite uma escolha entre modelos alternativos, reduz o erro de uma especificação incorreta e evita correlações falsas ou espúrias que podem ser obtidas quando as variáveis não são estacionárias; ou seja, com média, variância e covariância não constantes no tempo.

Em todos os modelos econométricos estimados ADL, iremos utilizar o método dos mínimos quadrados ou método de Gauss, que consiste na minimização da soma dos quadrados dos resíduos.

Adicionalmente utilizámos os modelos vetoriais autorregressivos (VAR), criados por Sims. Sims (1980) chamou a atenção para a vantagem de usar modelos que tivessem em conta a estrutura dinâmica e a interdependência entre variáveis, e resolvessem os problemas associados à identificação *ad hoc* de variáveis exógenas, que era muitas vezes usada em modelos de equações simultâneas. Nestes modelos, em geral, todas as variáveis são tomadas como endógenas, sendo os seus valores desfasados tomados como dados dos modelos. Para além da informação contida na decomposição da variância dos erros, estes modelos são usados pela análise dos choques impostos às diferentes variáveis como simulações de política. (Lutkepohl, 2007)

A expressão matemática do modelo VAR de ordem  $\rho$  é dada por:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_\rho Y_{t-\rho} + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde  $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{kt})'$  é um vector de  $k$  variáveis endógenas,  $A_0$  é um vector de termos independentes,  $A_1, \dots, A_\rho$  são matrizes de coeficientes e  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$  é um vector de erros aleatórios não correlacionados com os seus próprios valores passados e não correlacionados com nenhuma das variáveis endógenas.

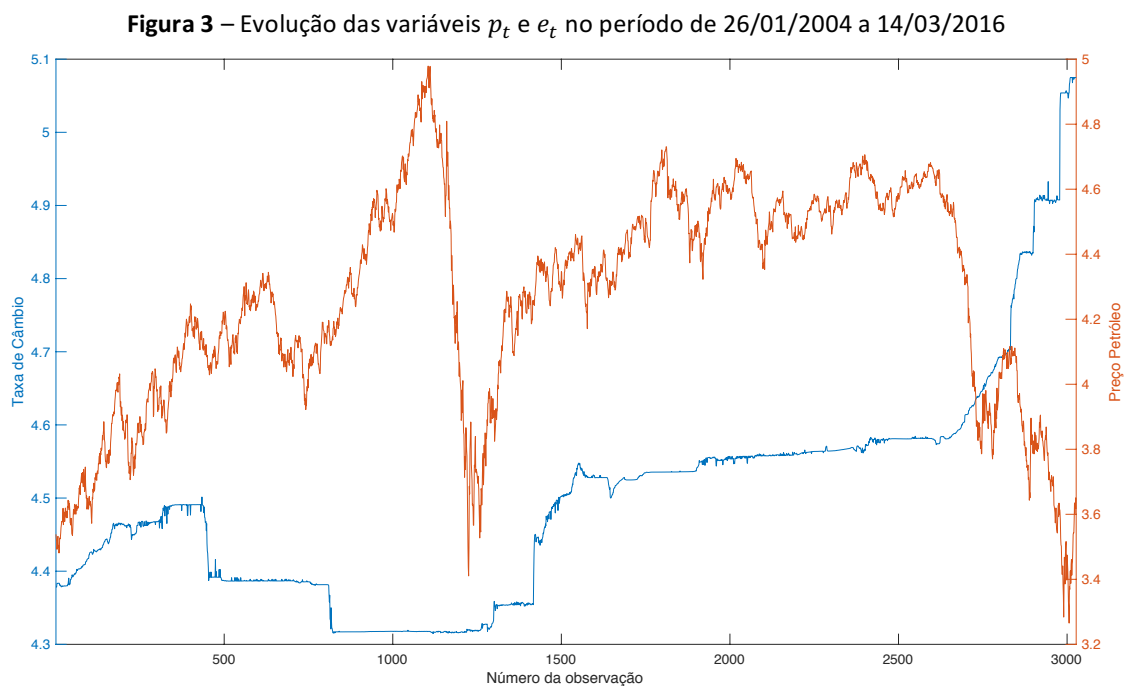
Os “modelos VAR são uma representação da economia. E como representação da economia podem: fornecer-nos uma visão do comportamento passado da economia, ajudar-nos a conhecer a dinâmica de comportamento da economia, identificar relações de causalidade e indicar-nos como comportamentos não esperados podem influenciar a economia e assim a fundamentar as ações de política.” (Andrade, 2004)

## 4. Análise empírica

### 4.1. Dados e estatísticas sumárias

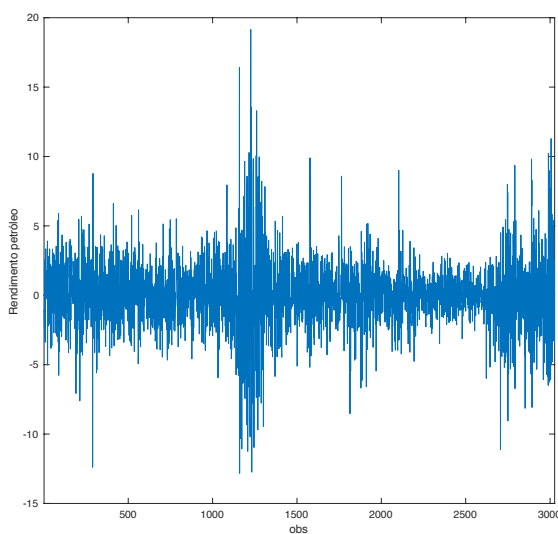
Foi utilizada uma base de dados contendo observações relativas ao preço do petróleo, WTI e à taxa de câmbio nominal do kwanza relativamente ao dólar americano, estes dados estão disponíveis com carácter público através da internet. Para a evolução do preço do petróleo poderá ser obtida a informação direta através do site oficial da Energy Information Administration (EIA) website (<http://www.eia.gov>). Relativamente à taxa de câmbio uma fonte disponível será através do site <http://www.oanda.com>. Neste último site, apenas poderá ser obtida diretamente a informação relativa às taxas de câmbio para períodos limitados de tempo, no entanto, com software adequado poderemos recolher os dados para períodos mais alargados.

As variáveis que vamos usar correspondem ao logaritmo das variáveis originais, tal como foi referido atrás,  $P_t$ , designa os preços do petróleo e  $E_t$  taxa de câmbio dólar, kwanza, que designaremos por  $p_t$  e  $e_t$  respectivamente e cujas primeiras diferenças representam a versão contínua do rendimento associado a cada uma das variáveis. A amostra usada é referente ao período de 26 de janeiro de 2004 a 14 de março de 2016, abarca diferentes conjunturas (económicas e políticas) relativas à evolução das duas variáveis

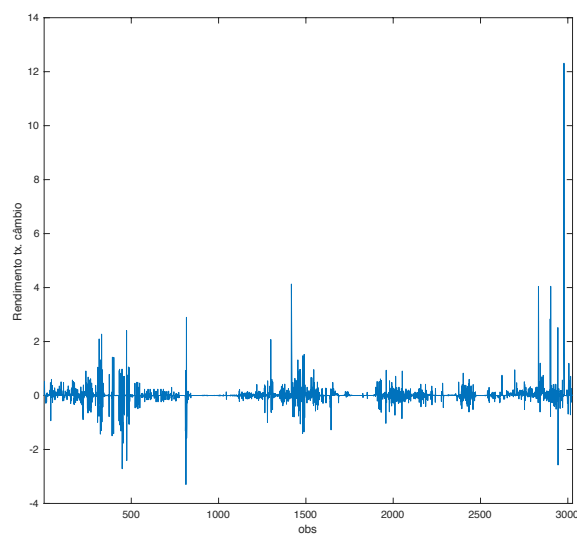


A figura 3, apresenta a evolução do logaritmo das variáveis em estudo, onde é visível as diferentes configurações com períodos de grande estabilidade da taxa de câmbio e a partir do segundo semestre de 2015, uma relação muito forte em sentido oposto da evolução do preço do petróleo relativamente à taxa de câmbio.

**Figura 4** – Rendimentos associados ao preço do petróleo



**Figura 5** – Rendimentos associados à taxa de câmbio nominal oficial



Os rendimentos diários associados ao preço do petróleo apresentam características comuns a demais séries financeiras, nomeadamente rendimentos de outros ativos financeiros, como ações e rendimentos associados a taxas de câmbio, nomeadamente à taxa de câmbio entre o euro e dólar. Não apresenta dinâmicas de média, sendo que as características mais relevantes estão associadas aos rendimentos extremos e aos *clusters* de volatilidade. A série dos rendimentos associados à taxa de câmbio do kwanza apresenta estas mesmas características; no entanto, a sua evolução não é tão uniforme ao longo do tempo, devido às características específicas do país. Exemplo disso são os longos períodos onde o rendimento é nulo. Estas características poderão ser também descritas por um conjunto de estatísticas descritivas que se apresentam na tabela seguinte.

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas para dados diários de 26/01/2004 a 14/03/2016

	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Assimetria	Curtose
$E_t$	90,9760	90,3010	74,8000	159,9700	0,1675	2,0173	5,6343
$P_t$	78,7530	75,0550	26,0100	143,9500	0,3497	0,0775	-1,2298
$e_t$	4,4986	4,5031	4,3148	5,0750	0,1498	1,3057	2,6164
$p_t$	4,2985	4,3182	3,2585	4,9695	0,3802	-0,4167	-0,8230
$\Delta e_t$	0,0002	0,0000	-0,0329	0,1231	0,0030	12,6500	393,4600
$\Delta p_t$	0,0001	0,0000	-0,1683	0,1813	0,0214	0,1372	5,4827

Nas séries em logaritmos, a assimetria e curtose da taxa de câmbio são positivas, enquanto que no caso do preço do petróleo são ambas negativas, denotando comportamentos muito diferentes. “Cauda” da distribuição mais pesada, à direita, e um pico mais saliente do que a distribuição normal, no caso da taxa de câmbio nominal e uma “cauda” mais leve que aponta para a esquerda, com um pico menos achatado que a distribuição normal, no caso do preço do petróleo.

Podemos ainda salientar a elevada assimetria dos rendimentos associados à taxa de câmbio, que indica que a "cauda" da distribuição se situa à direita e também a elevada curtose, que indica que a distribuição tem a cauda mais pesada e um pico mais pontudo do que a distribuição normal.

A base de dados mensal apresenta dados para o período compreendido entre janeiro de 1996 a janeiro de 2016. Para o nosso estudo vão ser relevantes a taxa de câmbio nominal corrigida cotada ao incerto ( $Ler_c$ ), a taxa de câmbio do mercado paralelo cotada ao incerto ( $Ler_{no}$ ), a taxa de câmbio real corrigida cotada ao certo ( $Lrer_c$ ), o preço internacional do barril do petróleo ( $LP_{Oil}$ ), o índice de preços de Angola ( $LP_{ANG}$ ) e o índice de preços dos Estados Unidos da América ( $LP_{USA}$ ), ambos os índices com ano base em 2002, todas elas em logaritmos. Com estas últimas duas variáveis calculámos a variável dos preços relativos,  $LPR = LP_{ANG} - LP_{USA}$ . No caso específico da taxa de câmbio do mercado “informal”, apenas temos dados disponíveis para o período entre janeiro de 2000 e janeiro de 2016.

**Tabela 2.** Estatísticas descritivas para dados mensais de 01:1996 a 01:2016

	<b>Média</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Assimetria</b>	<b>Curtose</b>
Ler_c	3,4948	-2,9924	5,0474	1,6186	-1,5530	1,7517
LP_Oil	3,8059	2,2824	4,8971	0,7055	-0,2024	-1,1901
LPR	-0,6585	-8,6891	1,5874	2,5683	-1,3179	0,4903
Ler_no	4,2881	1,7440	6,1092	0,7175	-1,5354	3,1197
Lrer_c	1,9569	-0,8360	2,9266	1,0075	-1,1939	0,3412

A moeda angolana, o Kwanza, substituiu em junho de 1999 os Kwanzas Reajustados, através da seguinte transformação: 1 Kwanza = 100.000 Kwanzas Reajustados. Para captarmos esta transformação criámos uma variável Dummie (D\_CM), com valor “1” para a anterior unidade monetária e valor “0” para a nova unidade monetária. Para criarmos uma série “homogénea” da taxa de câmbio nominal, através de um modelo ARIMA (1,1,1), estimámos a antiga taxa de câmbio para o primeiro mês da reforma monetária. A partir deste valor, corrigimos os valores anteriores à reforma e criámos a taxa de câmbio nominal corrigida (Ler\_c). De seguida, recorrendo à taxa de câmbio nominal corrigida, calculámos o índice da taxa de câmbio nominal, com base no mês de junho de 1999.

Para o cálculo da taxa de câmbio real corrigida, utilizámos a taxa de câmbio nominal corrigida, o índice de preços dos Estados Unidos (P\_USD), corrigidos da sazonalidade, e o índice de preços de Angola (P\_ANG), calculado através da série da taxa de inflação mensal.



#### 4.2. Análise multirresolução com recurso a onduletas

Nas figuras 6 e 7, apresentamos uma decomposição das duas variáveis em estudo, preço internacional do petróleo e taxa de câmbio nominal, baseada na transformada discreta com onduletas.

Segundo a definição de transformada discreta com onduletas, o nível máximo de decomposição é, neste caso 11, já que  $2^{11} = 2048$  observações. Como o nível de decomposição ideal também está dependente da forma, amplitude, frequência do sinal e do tipo de informação que pretendemos retirar com a transformada de onduletas, nesta análise realizou-se uma decomposição considerando apenas 6 níveis. A onduleta escolhida nesta análise foi a Daubechies de ordem 4, pelas suas características de simetria e suavidade. Neste trabalho utilizámos a *Wavelet Toolbox* do Matlab, versão 2016 a).

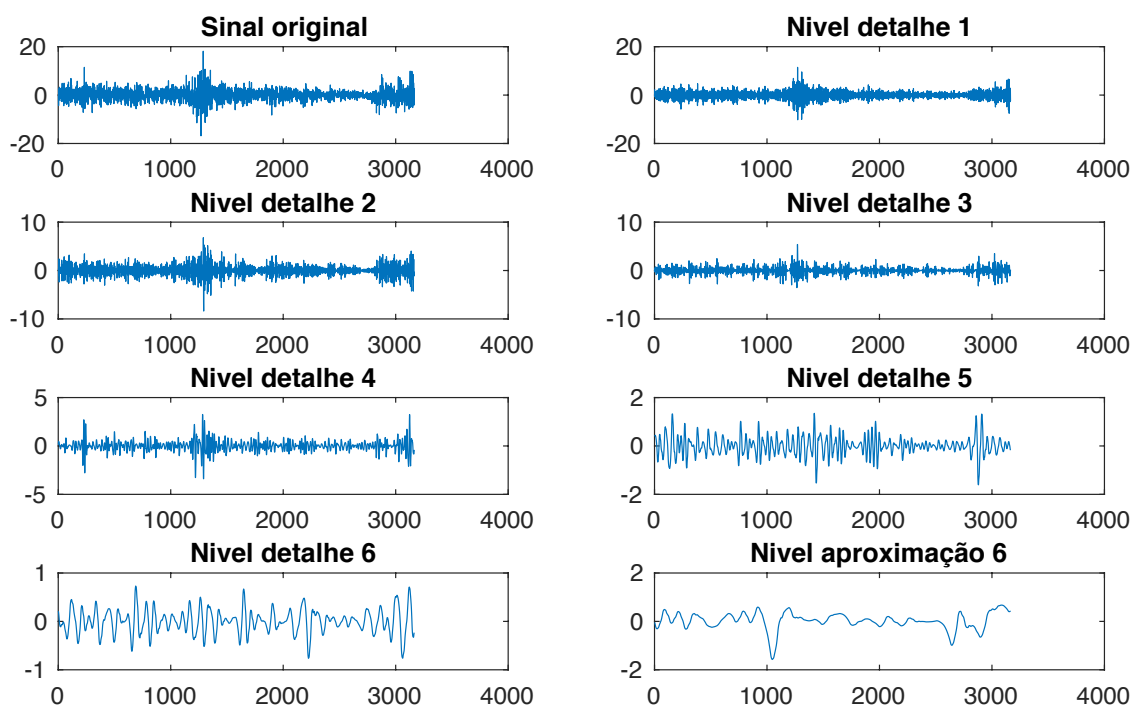
A interpretação da frequência na decomposição deve ser a seguinte: o primeiro nível de detalhe,  $D_1$ , reflete as flutuações de 1 a 2 dias,  $D_2$  de 2 a 4 dias,  $D_3$  de 4 a 8 dias até  $D_6$  que revela dinâmicas entre 6 a 12 semanas. O coeficiente de aproximação revela as características de frequência baixa (longo prazo), enquanto que os detalhes refletem as dinâmicas para as frequências altas (curto prazo).

Na figura 6, o primeiro dos gráficos diz respeito aos rendimentos do preço do petróleo, contém por isso a mesma informação que o gráfico 4. Os seis gráficos seguintes referem-se aos coeficientes de detalhe  $D_1, D_2, \dots, D_6$  e o último ao coeficiente de aproximação  $S_6$ .

As maiores variações nos rendimentos associados ao preço do petróleo são claramente visíveis em todos os níveis de detalhe entre as observações 1200 e 1500 e a partir da observação 3000, correspondentes respetivamente ao período da crise financeira de 2008-2009 e ao período de 2015-2016, altura em que os preços do petróleo desceram vertiginosamente. É ainda de salientar que à medida que avançamos no nível de detalhe, especialmente nos níveis 5 e 6, se observam grandes flutuações para todo o período. O coeficiente de aproximação, correspondente ao último gráfico apresenta ligeiras flutuações em torno de zero ao longo de quase todo o período em

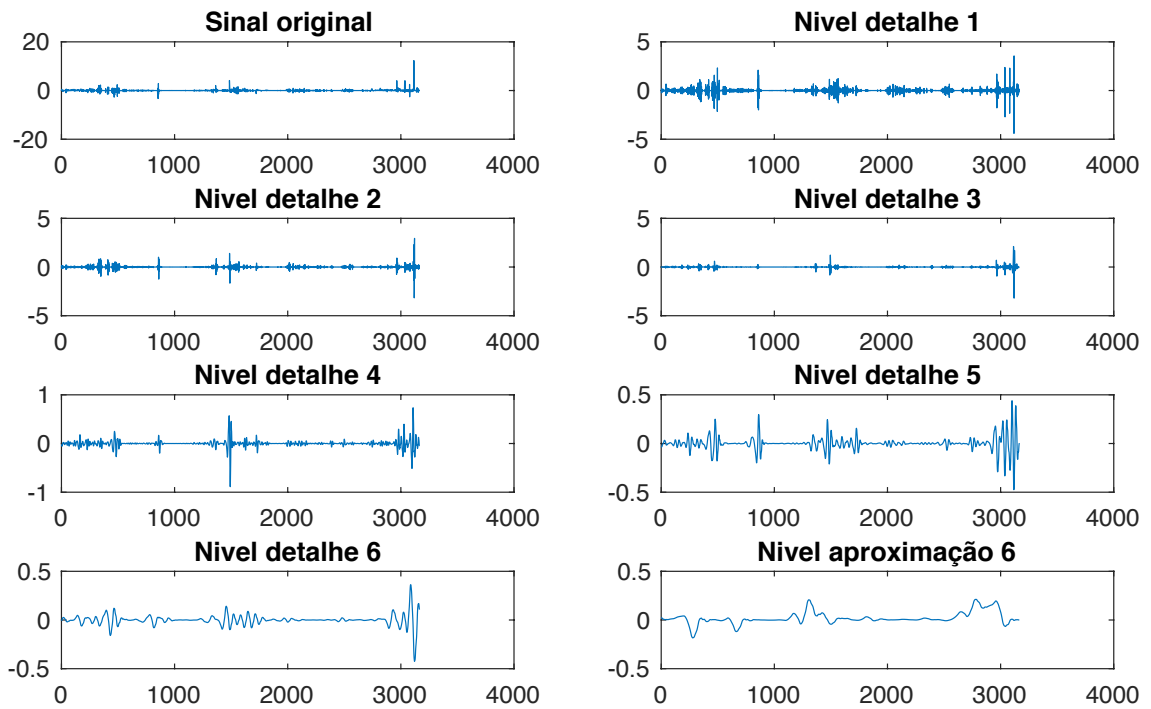
estudo, revelando estabilidade no longo prazo, destacando-se a maior oscilação no período correspondente ao ano de 2008.

**Figura 6** – Coeficientes onduleta associados ao preço do petróleo



A figura 7 ilustra a decomposição em níveis do rendimento da taxa de câmbio nominal oficial de Angola. As maiores variações nos rendimentos associados à taxa de câmbio nominal são observadas nas flutuações de elevada frequência correspondentes a  $D_1$  e igualmente em  $D_5$ . Repare-se que no primeiro nível de detalhe e no quinto há maiores flutuações no eixo vertical, ou seja, há maior ruído; enquanto que nos níveis 2 e 3, quase não há variações além de zero. Em todos os níveis são visíveis flutuações no período a partir do segundo semestre de 2015 (a partir da observação 3000), altura em que se instalou a crise económica e financeira em Angola, fruto da descida acentuada do preço internacional do petróleo. A partir do nível de detalhe 3, ficam visíveis duas variações no período anterior a 2007. Analisando agora o coeficiente de aproximação, este é relativamente estável em torno de zero ao longo de quase todo o período, são de notar apenas quatro períodos com variações mais acentuadas.

**Figura 7** – Coeficientes onduleta associados à taxa de câmbio



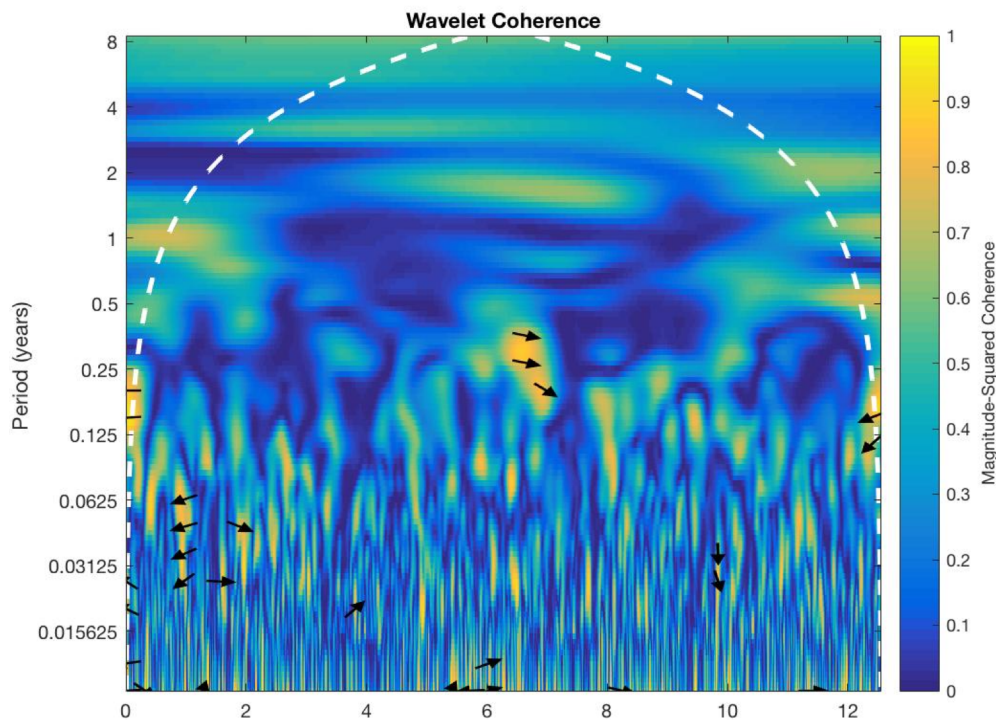
Analisando em simultâneo os resultados obtidos na decomposição das duas variáveis, apenas podemos concluir que a partir da observação 3000, correspondente ao segundo semestre de 2015, ambas revelam grandes oscilações.

### 4.3. Análise da coerência

Para aprofundar mais o estudo anterior e aferir o quanto estão relacionadas a série do preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal ao longo do tempo e nas diferentes frequências, vamos analisar a sua coerência, utilizando a transformada contínua.

O eixo horizontal representa o intervalo de tempo e o eixo vertical diz respeito à frequência. Para facilitar a interpretação, a frequência foi convertida para unidades de tempo (anos). Assim, através da análise do gráfico torna-se possível identificar em que bandas de frequências (no eixo vertical) e intervalos de tempo (no eixo horizontal) as séries se encontram relacionadas. A tracejado branco encontra-se o cone de influência – a região exterior do cone de influência não deve ser considerada, uma vez que representa a área afetada por efeitos fronteira. As setas que apontam para a direita significam que as variáveis estão em fase, isto é, têm um efeito cíclico uma sobre a outra. Para a direita e para cima significa que o preço do petróleo está atrasado, e para a direita e para baixo significa que o preço do petróleo está a liderar. Setas que apontam

**Figura 8**– Análise da coerência entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal 26/01/2004 a 14/03/2016



O código de cores varia entre azul (baixa coerência) e amarelo (alta coerência). As diferenças de fase entre as duas séries são indicadas por setas.

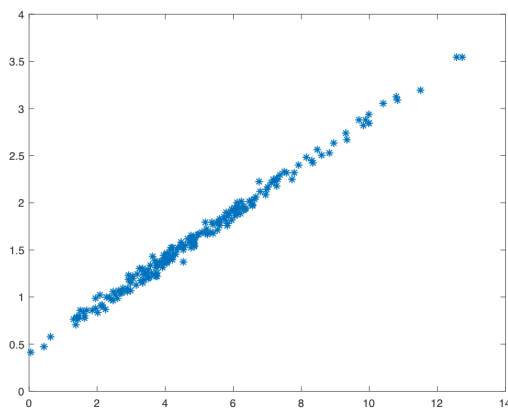
para a esquerda significa que as variáveis estão fora de fase (têm um efeito anticíclico uma sobre a outra), para a esquerda e para cima significa que o preço do petróleo está a liderar e para a esquerda e para baixo significa que o preço do petróleo está atrasado.

Através do código de cores fornecido, e passando à interpretação do gráfico, percebemos que não se conseguem identificar zonas de coerência elevada, nem no curto, nem no longo prazo – há apenas um período, 2010-2011, onde parece haver relação no curto prazo entre as variáveis e onde o preço do petróleo influencia a taxa de câmbio nominal.

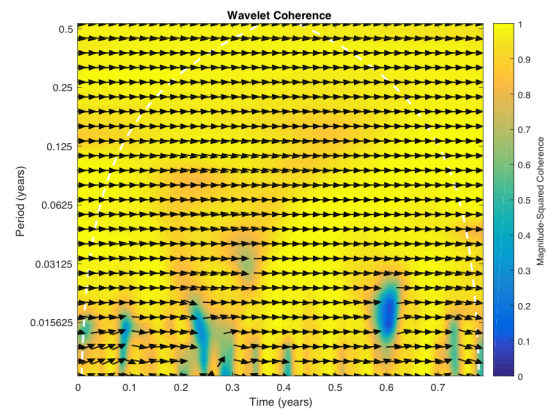
A título ilustrativo, vamos considerar duas variáveis,  $z_1$  e  $z_2$ , não estacionárias, sendo que uma delas é uma combinação linear da outra, trata-se por isso de duas variáveis cointegradas.

```
%%  
z1 = rw(1,200,3.0,0.0);  
z2 = 0.4 + 0.25*z1 + 0.05*randn(200,1);  
plot(z1,z2,'*')  
%%  
rz1 = logret(z1);  
rz2 = logret(z2);  
%%  
wcoherence(rz1,rz2,years(1/252),'phasedisplaythreshold',0.7);
```

**Figura 9** – Variáveis  $z_1$  e  $z_2$



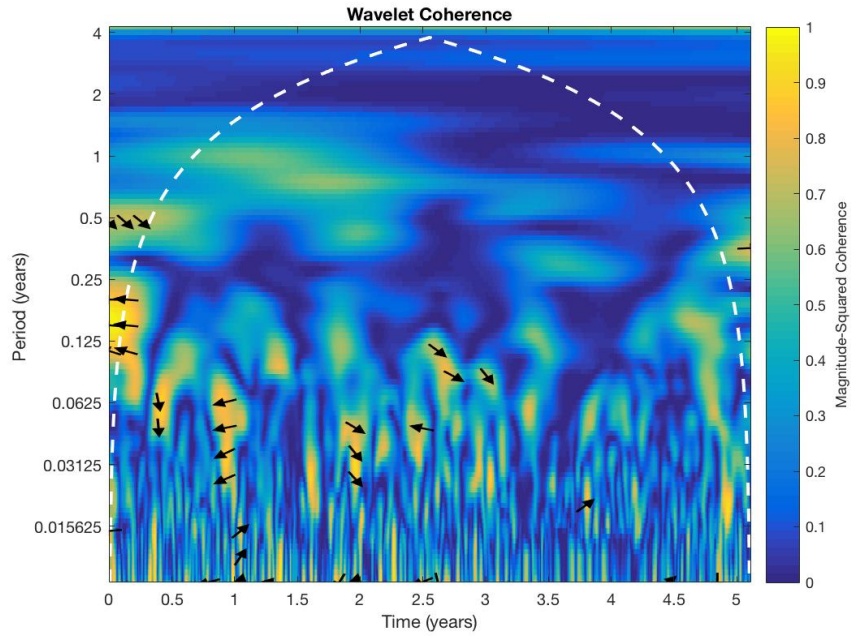
**Figura 10** – Análise da coerência das variáveis  $z_1$  e  $z_2$



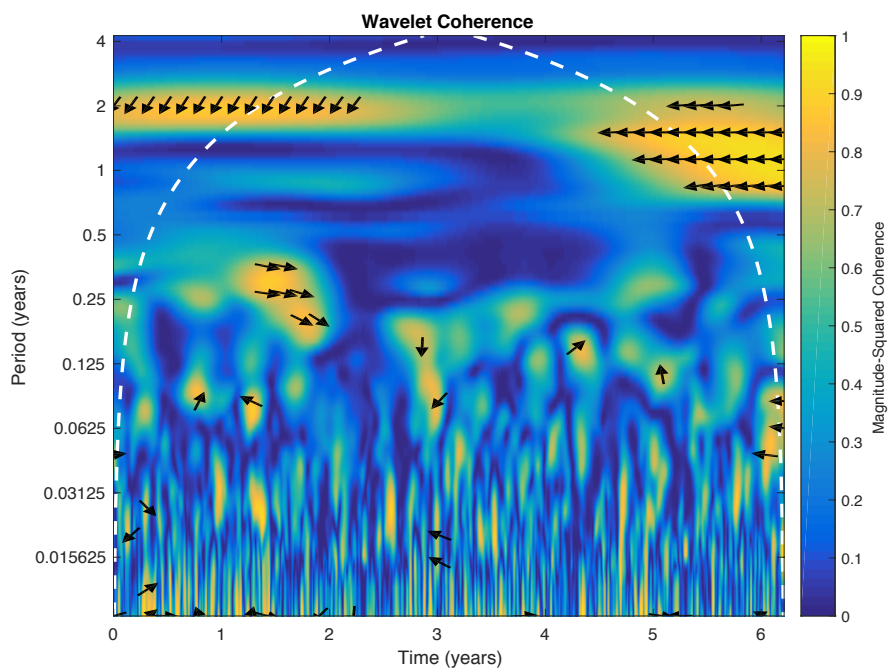
Uma vez que na nossa primeira análise e para a amostra total, os resultados não são conclusivos, queremos perceber se considerando períodos mais curtos e diferentes conjunturas económicas, as conclusões se mantêm. Assim, procedemos à divisão da

amostra total em 3 subperíodos: 01:2004-12:2008, 01:2009-12:2014 e 01:2015-03.2016. Apresentamos nos gráficos 11 a 13 os resultados obtidos.

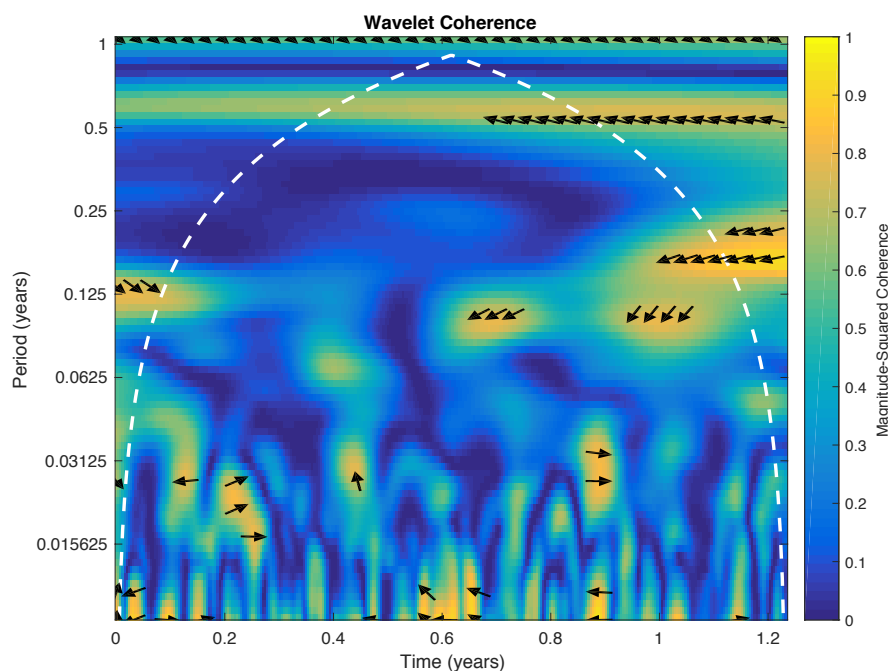
**Figura 11** – Análise da coerência entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal de 01:2004-12:2008



**Figura 12** – Análise da coerência entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal de 01:2009-12:2014



**Figura 13** – Análise da coerência entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal de 01:2015-03:2016

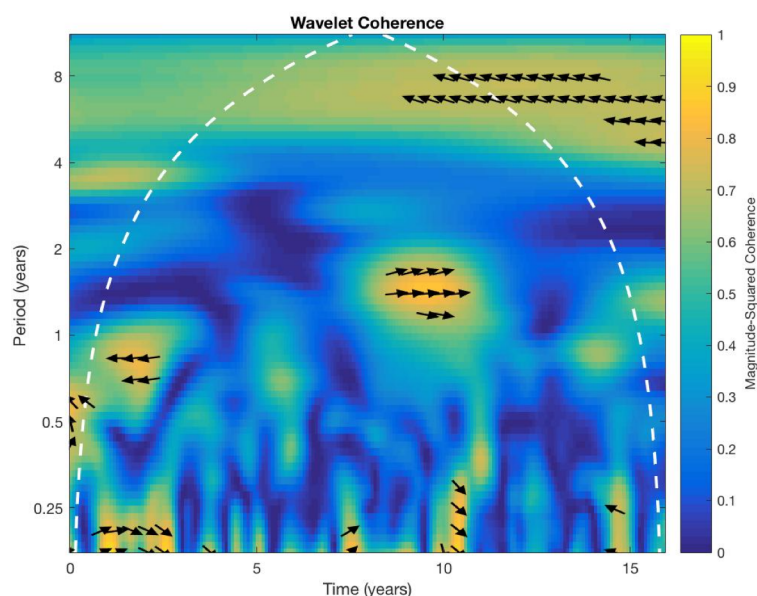


No período de 2004 a final de 2008, as quase inexistentes zonas a amarelo, indiciando elevada coerência entre as variáveis situam-se no curto prazo. A maior zona de elevada coerência situa-se sobre o cone de influência, não podendo por isso ser considerada para a análise. De 2009 a 2014, as faixas a amarelo indiciando elevada coerência, situam-se sobre o cone de influência, pelo que não podem ser consideradas. No período de 2010-2011 podemos observar uma pequena zona de elevada coerência onde o preço do petróleo influencia a taxa de câmbio no curto prazo. As zonas de elevada coerência no período de 2014-2016, são mais uma vez quase inexistentes e oscilam entre períodos em fase e fora de fase. Mais uma vez, as zonas onde existe um padrão aparente, situam-se fora ou sobre o cone de influência.

As conclusões a retirar desta análise mais detalhada, não nos conduziram a resultados onde fosse possível concluir a coerência entre o preço internacional do petróleo e a taxa de câmbio nominal, quer no curto, quer no longo prazo. Tal facto pode ser explicado pela forte influência que o BNA tem sobre a política monetária e cambial do país. Em Angola, para a taxa de câmbio oficial, não existe um sistema de câmbios flexíveis, influenciado pela lei da oferta e da procura de moeda. O BNA tem utilizado recorrentemente as reservas internacionais de divisas como meio de estabilização

cambial, no entanto, em períodos de grande instabilidade como o de 2016, o montante das reservas internacionais líquidas e a falta de um fundo soberano sólido têm sido insuficientes para garantir essa estabilização. Para testarmos a hipótese descrita anteriormente, do controlo das taxas de câmbio por parte do BNA, vamos tentar analisar a coerência entre a taxa de câmbio “informal” e o preço internacional do petróleo, para o período de 01:2000 a 01:2016.

**Figura 14** – Análise da coerência entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio “informal” 01:2000 a 03:2016



Para o período de 16 anos considerado na amostra, conseguimos identificar com maior clareza, zonas de maior coerência no longo prazo a partir dos 4 anos. No curto prazo, 0,5 a 2 anos, são também visíveis algumas áreas de elevada coerência no período de 2001 a 2003 e de 2008 a 2010 onde o preço do petróleo conduz a taxa de câmbio “informal”. Este resultado é coerente com o que já foi dito anteriormente, uma vez que este foi exatamente o período onde o BNA interveio para manter a estabilidade da taxa de câmbio nominal oficial, apesar da descida acentuada dos preços do petróleo. Gostaríamos, no entanto, de frisar que ainda assim, estes resultados não são reflexo de um sistema de câmbios flexível, uma vez que as divisas disponíveis no mercado “informal” são disponibilizadas indiretamente pelo BNA.



#### 4.4. Resultados econométricos

##### 4.4.1. Estudo da estacionaridade

A estacionaridade é um pressuposto essencial de uma análise de regressão múltipla. Dada uma série temporal  $\{y_t\}_{t=1}^n$ , esta diz-se estacionária se

$$\begin{aligned} E(y_t) &= \mu \\ V(y_t) &= \sigma^2 \\ COV(y_t, y_{t-k}) &= \eta(k) \end{aligned} \quad (22)$$

isto é, a série temporal é estacionária quando segue um processo estocástico com média, variância constantes no tempo. Se a série não for estacionária, mas tiver uma raiz unitária integrada de ordem um,  $I(1)$ , a primeira diferença é integrada de ordem zero,  $I(0)$ , e estacionária.

Para testarmos a estacionaridade das séries utilizadas no trabalho recorreremos ao teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e ao teste de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS), ambos testes de raiz unitária. O teste ADF usa como hipótese nula a não estacionaridade, pelo contrário o teste de KPSS usa a estacionaridade como hipótese nula. Como no nosso estudo utilizámos séries temporais de dados diários e de dados mensais, iremos estudar a estacionaridade para ambas as séries temporais.

No caso das variáveis de dados diários:

**Tabela 3.** Testes de Raiz Unitária e Estacionaridade (26/01/2004-14/03/2016)

Variável	Lags	D <sup>a</sup>	K <sup>b</sup>	ADF <sup>c</sup>	KPSS <sup>d</sup>
$e_t$	5		C,T	3,77582e-05	4,02828
$\Delta e_t$	8	T	T	-0,804543***	0,259621
$\Delta\Delta e_t$					0,001592***
$p_t$	11	C	C,T	-0,00226391	3,35732
$\Delta p_t$	11		C,T	-0,781496***	0,0559217***

ADF - C: constante e T : Tendência.

KPSS - C: constante e T : Tendência.

\*\*\*, \*\* e \*: rejeição de H0 a 1%, 5% e 10%.

\*\*\*, \*\* e \*: não rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%.

No teste de ADF utilizámos para o Lag order for ADF test o valor de 30, uma vez que temos dados diários e desta forma abarcamos um mês de dados. Por sua vez no teste KPSS para calcularmos o parâmetro “l”, escolhemos a chamada proposta curta do

teste INT  $\left[ 4 \left( \frac{N}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$ , (Andrade, 2015) onde N é o número das observações das séries.

Para as duas séries o parâmetro “l” tem o valor de 9.

A série da taxa de câmbio nominal, segundo o teste ADF é estacionária nas primeiras diferenças, enquanto que pelo teste KPSS é apenas estacionária nas segundas diferenças. Como vamos estudar a cointegração entre as variáveis, iremos utilizar como referência o resultado do teste ADF, considerando a variável taxa de câmbio como estacionária nas primeiras diferenças ou seja integrada de ordem 1, I(1).

Em relação à série temporal preço do petróleo, segundo os dois testes de raiz unitária, é estacionária nas primeiras diferenças ou seja integrada de ordem 1, I(1). No entanto, é de referir para esta série, que segundo o teste de KPSS ela é estacionária nas primeiras diferenças ao longo de uma tendência.

No caso das séries temporais de dados mensais:

**Tabela 4.** Testes de Raiz Unitária e Estacionaridade (01:1996 a 01:2006)

Variável	Lags	D <sup>a</sup>	K <sup>b</sup>	ADF <sup>c</sup>	KPSS <sup>d</sup>
Ler_c	1	C	C,T	-0,0144108	1,06972
ΔLer_c	4		C,T	-0,491476***	0,186124*
Ler_no	3		C,T	0,00103127	0,501071
ΔLer_no	7	C,T	C,T	-0,0607766	0,500718
ΔΔLer_no	9	C,T		-5,11019***	0,0153522***
Lrer_c	3	C	C,T	-0,0199029***	0,949012
ΔLrer_c					0,0484186***
LP_Oil	2		C,T	-0,000134076	0,433925
ΔLP_Oil	3			-0,808134***	0,113823***
LPR	9	C	C,T	-0,00543136***	1,13303
ΔLPR			C,T		0,291251
ΔΔLPR					0,0267545***

ADF - C: constante e T : Tendência.

KPSS - C: constante e T : Tendência.

\*\*\*, \*\* e \*: rejeição de H0 a 1%, 5% e 10%.

\*\*\*, \*\* e \*: não rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%.

No caso do teste KPSS para todas as séries, o parâmetro “l” assume o valor 4. A série temporal da taxa de câmbio nominal corrigida cotada ao incerto, com dados mensais é estacionária nas primeiras diferenças, com base nos resultados dos dois testes de raiz unitária, ou seja, é integrada de ordem 1. No caso da taxa de câmbio do

mercado paralelo é estacionária nas segundas diferenças, de acordo com os resultados obtidos pelos dois testes de raiz unitária, ou seja, é integrada de ordem 2.

A taxa de câmbio real corrigida cotada ao certo, segundo o teste ADF é estacionária nos níveis, enquanto que pelo teste KPSS é estacionária nas primeiras diferenças. Seguindo a mesma metodologia das séries diárias, vamos considerar esta série estacionária nas primeiras diferenças.

A série do preço de petróleo mensal, como seria de esperar também é estacionária nas primeiras diferenças, ou seja, integrada de ordem 1.

Em último lugar, a série dos preços relativos de Angola face aos Estados Unidos da América, segundo o teste ADF é estacionária nos níveis, enquanto que pelo teste KPSS apenas o é nas segundas diferenças.

#### **4.4.2. Estudos de causalidade**

Iniciamos o nosso estudo com a análise da relação entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal oficial.

Uma vez que as duas variáveis, taxa de câmbio e preço do petróleo, podem ser consideradas integradas de primeira ordem,  $I(1)$ , os modelos ADL (Augmented Distributed Lags) são equivalentes aos modelos ECM (Error Correction Model) e portanto evitamos os problemas de relações espúrias, como tal, usaremos nas estimações as variáveis em níveis (Johnston e DiNardo, 2007).

Neste capítulo e nos seguintes apenas apresentaremos os modelos selecionados e não os testados. Para escolhermos os modelos mais precisos (com melhor ajustamento) e com menor número de parâmetros (parcimónia), utilizámos o critério de Schwarz ou BIC, calculado pela seguinte fórmula matemática:

$$BIC = -2 \frac{\log L_n}{n} + \frac{k}{n} \log n \quad (23)$$

onde um valor elevado de  $\log L_n$  (função log verosimilhança) aumenta a precisão e um número reduzido de parâmetros ( $k$ ) torna o modelo mais parcimonioso.

A seguinte expressão matemática representa o modelo obtido, após a estimação OLS considerando como variável endógena a taxa de câmbio.

$$e_t = a_0 + a_1 T_t + \sum a_{2,i} p_{t-i} + \sum a_{3,j} e_{t-j} + \mu_t \quad (24)$$

com

$$i = 16, 18, 19, 45, 50, 51, 87, 88 \text{ e } j = 1, 2, 7, 37, 38, 39, 40, 42, 43, 68, 73, 78, 79, 80, 82, 83, 84, 86$$

Dado o elevado número de variáveis desfasadas do modelo, as elasticidades de curto prazo e as estatísticas são apresentadas no número 1 do anexo. Pelo teste de RESET concluímos que obtivemos um modelo com uma correta especificação e pelo teste de LM prova-se a não autocorrelação dos erros. Perante os resultados obtidos, podemos concluir, como era nossa convicção, que os valores atuais da taxa de câmbio nominal são muito influenciados pelos valores passados do preço do petróleo e pelos valores passados da própria taxa de câmbio.

No quadro seguinte apresentamos as elasticidades de longo prazo, bem como a representação do modelo ECM.

**Tabela 5.** Relação de equilíbrio da variável  $e_t$

Solved static long-run equation for $e_t$				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	7.42859***	1.603	4.63	0.0000
$p_t$	-0.820620*	0.4224	-1.94	0.0521
Trend	0.000448538**	0.0001906	2.35	0.0186

---

Long-run sigma = 2.3072

---

ECM =  $e_t - 7.42859 + 0.82062 * p_t - 0.000448538 * \text{Trend}$

---

\*\*\*, \*\* e \*: rejeição de H0 a 1%, 5% e 10%.

O modelo inclui um Trend e exclui a presença das variáveis Dummies. Apenas quando retiramos o Trend é que as variáveis mudas surgem significativas. Mantendo o Trend, o modelo diz-nos que há uma tendência para a depreciação ao longo do tempo da moeda angolana e que aumentos no preço do petróleo a valorizam. No longo prazo, uma variação de 10% do preço do petróleo provoca uma variação inversa de 8,21% na taxa de câmbio nominal da moeda. Fica provado que uma redução nos preços internacionais do petróleo, provocam uma depreciação do Kwanza; consequência da forte dependência da economia angolana, face à produção e exportação desta matéria-prima.

Retirando o Trend, obtivemos o modelo representado pela seguinte expressão matemática, cujas elasticidades de curto prazo e estatísticas são apresentadas na secção 2 do anexo.

$$e_t = a'_0 + a'_1 d2008_t + a'_2 d2009_t + \sum a'_{3,i} p_{t-i} + \sum a'_{4,j} e_{t-j} + \mu_t \quad (25)$$

$i = 16, 18, 19, 27, 45, 50, 51$  e  $j = 1, 2, 7, 37, 38, 39, 40, 42, 52, 56, 68, 73, 78, 79, 80, 82, 83, 84, 86$ .

No quadro seguinte apresentamos as elasticidades do modelo anterior em equilíbrio.

**Tabela 6.** Relação de equilíbrio da variável  $e_t$  não considerando o Trend

Solved static long-run equation for $e_t$				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	3.84176***	0.3280	11.7	0.0000
$p_t$	0.145207*	0.07464	1.95	0.0518
d2008	-0.184848**	0.08701	-2.12	0.0337
d2009	-0.327895***	0.09600	-3.42	0.0006

Long-run sigma = 1.2771

ECM =  $e_t - 3.84176 - 0.145207 * p_t + 0.184848 * d2008 + 0.327895 * d2009$

\*\*\*, \*\* e \*: rejeição de H0 a 1%, 5% e 10%.

Em termos de especificação do modelo, este é ligeiramente inferior ao representado na equação (24), como pode ser comprovado pelo teste de RESET. No entanto, apesar de negar o modelo anterior quanto à relação entre a taxa de câmbio e o preço do petróleo, tem interesse pelo facto das variáveis mudas para 2008 e 2009 aparecerem com sinal negativo, significando que houve controlo do seu valor de forma a não permitir uma maior desvalorização da moeda, além disso, o esforço em 2009 resultou numa valorização que duplicou o valor de 2008. Não devemos esquecer que este modelo é inferior ao primeiro. De notar em ambos os modelos o baixíssimo valor de “Sigma” (0,003), que significa que o erro de estimação é da ordem dos 0,3% e que não encontramos rejeição de correta especificação e de autocorrelação dos erros.

Na teoria económica os preços relativos de um país têm um efeito importante sobre a taxa de câmbio nominal. Para captar este efeito criámos a variável  $LPR = LP\_ANG - LP\_USA$ , usando a base de dados mensais, uma vez que para a base de dados diária

não dispomos de dados para calcular esta variável. Obtivemos o modelo representado pela seguinte expressão matemática:

$$Ler\_c_t = a''_0 + a''_1 Ler\_c_{t-1} + a''_2 LP\_Oil_{t-2} + a''_3 LPR_{t-6} + a''_4 LPR_{t-9} + \mu_t \quad (26)$$

Apresentamos de seguida as elasticidades deste modelo em equilíbrio, enquanto que as elasticidades de curto prazo são apresentadas no anexo 3.

**Tabela 7.** Relação de equilíbrio da variável *Ler\_c*

Solved static long-run equation for <i>Ler_c</i>				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	6.10384***	0.3212	19.0	0.0000
LP_Oil	-0.524098***	0.07913	-6.62	0.0000
LPR	0.697702 ***	0.02419	28.8	0.0000
Long-run sigma = 0.388984				
ECM = <i>Ler_c</i> - 6.10384 + 0.524098*LP_Oil - 0.697702*LPR				
Testing for specification error using RESET from powers 2 to 2				
Chi^2(1) = 0.25216 [0.6156]		F-form F(1,223) = 0.24582 [0.6205]		

\*\*\*, \*\* e \*: rejeição de H0 a 1%, 5% e 10%.

Em equilíbrio, um crescimento de 10% no preço do petróleo provoca uma valorização da moeda angolana de 5,24%. Uma variação dos preços relativos de 10% leva a uma depreciação de 6,98% da moeda angolana, o que traduz um sistema de controlo da taxa de câmbio nominal.

À semelhança de muitas outras economias subdesenvolvidas, e não só no continente africano, Angola apresenta uma economia informal muito desenvolvida. O mercado informal de divisas é operado pelas “kuinguilas”, que são alimentadas por vários agentes económicos, desde casas de câmbio, funcionários bancários, agentes aforradores de divisas, algumas entidades exportadores e agentes económicos especuladores.

A taxa de câmbio informal, ao contrário da taxa de câmbio oficial, é gerida por um sistema de câmbios flexíveis, puramente dependente da lei da oferta e da procura e sujeita a fortes pressões especulativas. Assim, é de esperar que o efeito da variação do preço internacional do petróleo sobre a taxa de câmbio “informal”, seja superior ao efeito sobre a taxa de câmbio oficial, apresentado nos modelos anteriores.

Obtivemos o seguinte modelo no curto prazo:

$$Ler\_no_t = a_0''' + a_1'''T_t + a_2'''Ler\_no_{t-1} + a_3'''Ler\_no_{t-2} + a_4'''Ler\_no_{t-8} + a_5'''LP\_Oil_{t-5} + \mu_t \quad (27)$$

As elasticidades de curto prazo do modelo 27 estão apresentadas no anexo 4, apresentando de seguida apenas os resultados em equilíbrio.

**Tabela 8.** Relação de equilíbrio da variável Ler\_no

Solved static long-run equation for Ler_no				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	9.53383***	2.725	3.50	0.0006
LP_Oil	-2.18817**	0.9457	-2.31	0.0218
Trend	0.0281881***	0.009350	3.01	0.0029

---

Long-run sigma = 1.63689

---

ECM = Ler\_no – 9.53383 + 2.18817\*LP\_Oil – 0.0281881\*Trend

---

\*\*\*, \*\* e \*: rejeição de H0 a 1%, 5% e 10%.

Apesar dos testes individuais de significância estatística das variáveis Ler\_no\_2 e Ler\_no\_8, não excluírem a hipótese nula, no teste de significância conjunta exclui H0, pelo que as mantivemos no modelo.

Test for excluding
[0] = Ler_no_1
[1] = Ler_no_2
[2] = Ler_no_8
Subset F(3,175) = 2394.2 [0.0000]**
Subset F(3,175) = 2271.3 [0.0000]** (using HACSE)

As variáveis não são cointegradas, uma vez que não são integradas da mesma ordem, condição necessária, mas não suficiente para a cointegração.

No longo prazo e em equilíbrio, uma diminuição de 100% do preço internacional do petróleo provoca uma depreciação de 218,8% na taxa de câmbio do mercado “informal”, ou seja, mais do dobro. No curto prazo a taxa de câmbio do mercado “informal” é muito influenciada pelos valores assumidos nos períodos anteriores, que se justifica pelas expectativas dos agentes económicos quanto a depreciações futuras, em períodos de instabilidade económica, financeira e cambial.

O dólar americano foi no passado e continua a ser o principal instrumento de reserva de valor, o que por si só, representa um fator acrescido de depreciação da moeda local em períodos de instabilidade, uma vez que os agentes tentam rapidamente converter a moeda local em moeda forte. A imobiliária não tem sido usada como meio de reserva de valor, uma vez que Angola vive uma “bolha imobiliária” e os agentes económicos antecipam uma diminuição do valor dos imóveis, o que está a forçar uma redução do preço de venda do metro quadrado e do valor das rendas, que apresentavam no passado valores insustentáveis. As rendas elevadas, subsidiaram durante anos uma classe burguesa, que se habituou a viver acima das possibilidades e em muitos dos casos não deram origem a investimentos produtivos, nem originaram entesouramento.

Em Novembro de 2015, a reserva americana suspendeu a venda de dólares (notas) a bancos Angolanos, alegando violação de regras de regulação, suspeita de práticas de terrorismo e branqueamento de capitais. De imediato registou-se uma pressão sobre a depreciação do câmbio “informal”, agravada pela fixação de limites máximos ao levantamento de moeda estrangeira, imposta pelos bancos comerciais.

O Banco Nacional de Angola tem implementado um conjunto de medidas visando o controlo das transferências de divisas para o exterior, procurando a estabilidade cambial do país e tentando combater a evolução do mercado paralelo, em muitos dos casos sem sucesso. Dentro destas destacam-se, a criação da contribuição especial sobre as operações cambiais de invisíveis correntes, a diminuição dos limites máximos de saída e entrada com moeda estrangeira de Angola por residentes e não residentes cambiais e por fim, em janeiro de 2016, chamou a si a responsabilidade de definição de quais são as faturas de mercadorias que devem, ou não, ser pagas nos leilões de divisas, feitos semanalmente, aos bancos comerciais.

A teoria económica diz-nos que em princípio, um aumento do preço do petróleo origina uma valorização da taxa de câmbio real, que por sua vez afeta a competitividade da economia.



De facto, pelo modelo seguinte, concluímos que esta relação se verifica para a economia angolana.

$$Lrer\_c_t = a_1^{iv} Lrer\_c_{t-1} + a_2^{iv} Lrer\_c_{t-2} + a_3^{iv} Lrer\_c_{t-4} + a_4^{iv} Lrer\_c_{t-5} + a_5^{iv} Lrer\_c_{t-6} + a_6^{iv} Lrer\_c_{t-8} + a_7^{iv} Lrer\_c_{t-9} + a_8^{iv} Lrer\_c_{t-13} + a_9^{iv} Lrer\_c_{t-16} + a_{10}^{iv} Lrer\_c_{t-17} + a_{11}^{iv} LP\_Oil_{t-1} + a_{12}^{iv} LP\_Oil_{t-8} + \mu_t \quad (28)$$

Os resultados de curto prazo encontram-se no anexo 5, apresentamos os resultados em equilíbrio a seguir.

**Tabela 9.** Relação de equilíbrio da variável Lrer\_c

Solved static long-run equation for Lrer_c				
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
LP_Oil	0.624695	0.007525	83.0	0.0000
Long-run sigma = 0.30638				
ECM = Lrer_c - 0.624695*LP_Oil				

Realizámos o teste da significância conjunta das variáveis, no entanto, excluímos a hipótese nula.

Test for excluding
[0] = Lrer_c_1
[1] = Lrer_c_2
[2] = Lrer_c_4
[3] = Lrer_c_5
[4] = Lrer_c_6
[5] = Lrer_c_8
[6] = Lrer_c_9
[7] = Lrer_c_13
[8] = Lrer_c_16
[9] = Lrer_c_17
Subset F(10,169) = 682.67 [0.0000]**
Subset F(10,169) = 517.98 [0.0000]** (using HACSE)

Test for excluding
[0] = LP_Oil_1
[1] = LP_Oil_8
Subset F(2,169) = 15.687 [0.0000]**
Subset F(2,169) = 10.236 [0.0000]** (using HACSE)

No longo prazo um aumento do preço do petróleo de 10%, provoca uma perda de competitividade da economia angolana face ao exterior de 6,25%. Um aumento do preço do petróleo provoca uma maior entrada de divisas no país e nos cofres do BNA;

mantendo-se a procura de divisas por parte dos agentes económicos, há uma pressão para a apreciação da taxa de câmbio nominal do Kwanza, que por sua vez provoca uma apreciação da taxa de câmbio real. Os preços dos produtos em Angola ficam relativamente mais caros, quando comparados com o exterior.

A apreciação da taxa de câmbio real, está associada ao sector extrativo e ao valor das exportações de matérias-primas, nomeadamente o petróleo. A valorização da taxa de câmbio efetiva real, provocada pelas exportações de matérias-primas de elevado valor, podem prejudicar a economia, sendo este fenómeno conhecido como a “Doença Holandesa”.

#### **4.4.3. Resultados associados à cointegração**

A cointegração é a propriedade estatística que garante a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis económicas de séries temporais – quando duas variáveis são cointegradas, é possível estimar a dinâmica de curto e longo prazo em simultâneo. (Enders, 2004)

Duas variáveis são cointegradas de ordem  $k, m$ , simbolicamente  $CI(k, m)$ , se forem em simultâneo ambas integradas da mesma ordem  $k$  e existir uma combinação linear entre elas que seja integrada de ordem  $m$ , com  $m < k$ . Por outras palavras, duas variáveis podem não ser estacionárias no curto prazo, no entanto, no longo prazo a combinação linear das duas variáveis é estacionária. Quer dizer que o modelo se ajusta, ele próprio, aos ruídos e aos choques sobre as variáveis; os choques não são permanentes.

Para testarmos a existência de cointegração (C-I) entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio nominal, utilizámos o teste de Johansen e o teste Engle-Granger. A pesquisa de C-I pelo teste de Johansen conduziu invariavelmente à presença de um vetor de C-I com o respetivo “alfa” do processo de ajustamento com valor positivo; em suma, à exclusão de uma relação de C-I, uma vez que o processo não é estável. Várias foram as alternativas testadas, com presença das variáveis mudas e da tendência, restringidas ao espaço de C-I, ou fora dele. Entenda-se espaço de C-I, como o espaço gerado pelos vetores de cointegração, ou seja, o conjunto de todas as combinações lineares dos vetores de cointegração linearmente independentes (Ribeiro, 2014)

A utilização do teste de Engle-Granger, conduziu sempre a relações onde a presença de raiz unitária dos resíduos não podia ser rejeitada. Dito de outra forma, a hipótese nula do teste da não estacionaridade dos resíduos, não podia ser rejeitada. O respetivo teste ADF aplicado aos resíduos conduzia à não rejeição de I(1) e o próprio valor do teste era positivo; logo, o processo explicativo dos resíduos era explosivo (Andrade, 2015). Em conclusão, as variáveis não são cointegradas.

Ensaiei-se também a obtenção de relações de C-I pelo método de Johansen tendo em conta a endogeneidade da taxa de câmbio e dos preços angolanos. Os preços dos Estados Unidos e os preços do petróleo foram tomados como exógenos. Foram experimentadas várias soluções em termos destas variáveis, restringindo-as ao espaço de C-I e fora dele. Aos desfasamentos do modelo VAR correspondentes a estes ensaios, escolhidos pelo critério BIC, retirávamos 1 e experimentávamos a C-I pelo método de Johansen. Em todos os casos o número de vetores de C-I que não poderíamos excluir, coincidia com o número de variáveis endógenas. Logo não podíamos excluir a hipótese de estacionaridade conjunta das variáveis, por esta razão passámos ao estudo de um modelo VAR.

Foram várias as tentativas que fizemos para chegar a um modelo com um BIC menor. O modelo escolhido apresenta um número elevado de desfasamentos. O que preanuncia relações não lineares. De qualquer forma estimámos esse modelo e os testes de F associados às duas equações com variáveis endógenas foram os seguintes:

**Tabela 10.** Testes de F associados às variáveis Ler\_c e LP\_ANG

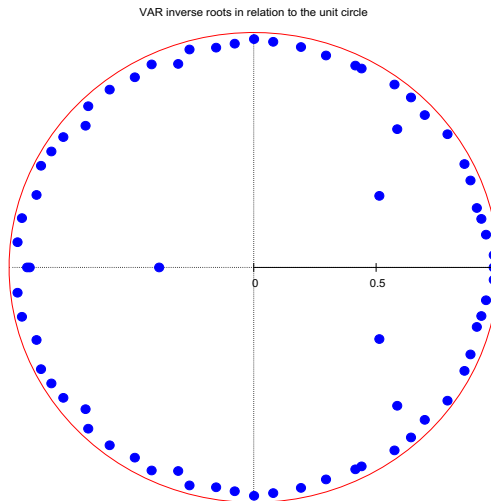
<b>Equação: Ler_c</b>	
F-tests of zero restrictions:	
All lags of Ler_c	F(35, 134) = 162.46 [0.0000]
All lags of LP_ANG	F(35, 134) = 12.559 [0.0000]
All vars, lag 35	F(2, 134) = 2.6746 [0.0726]

<b>Equação: LP_ANG</b>	
F-tests of zero restrictions:	
All lags of Ler_c	F(35, 134) = 16.960 [0.0000]
All lags of LP_ANG	F(35, 134) = 2902.8 [0.0000]
All vars, lag 35	F(2, 134) = 15.914 [0.0000]

O preço do petróleo desfasado 2 meses, foi a única variável incluída. Os valores do inverso das raízes associadas à matriz dos coeficientes do VAR estão dentro do círculo unitário, pelo que o modelo é estável.

**Figura 15.** Estabilidade do modelo



Na análise subsequente usamos a decomposição de Choleski. Os valores da correlação dos resíduos obedecem à regra de Enders (rule of thumb: a correlação deve ser inferior a 0.2 em módulo), pelo que a ordenação das variáveis não acarreta consequências sobre o comportamento dos choques (Enders, 2004).

Cross-equation VCV for residuals

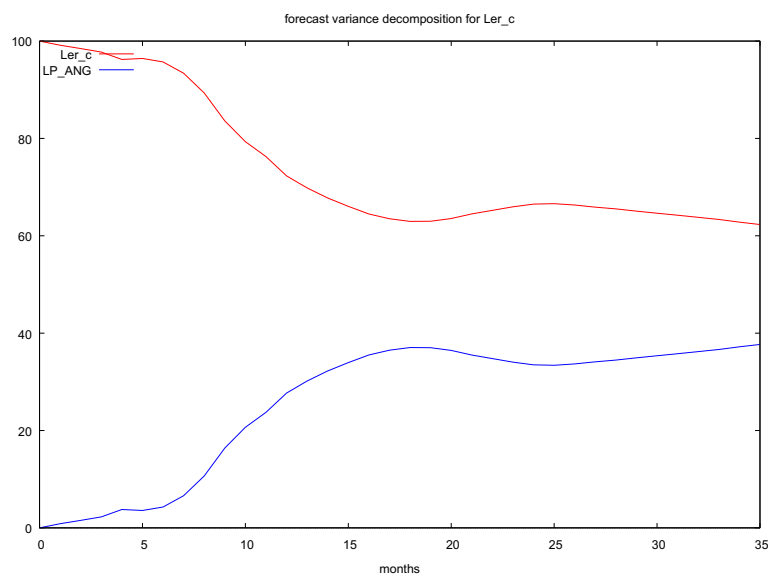
(correlations above the diagonal)

0.00036604 (0.009)

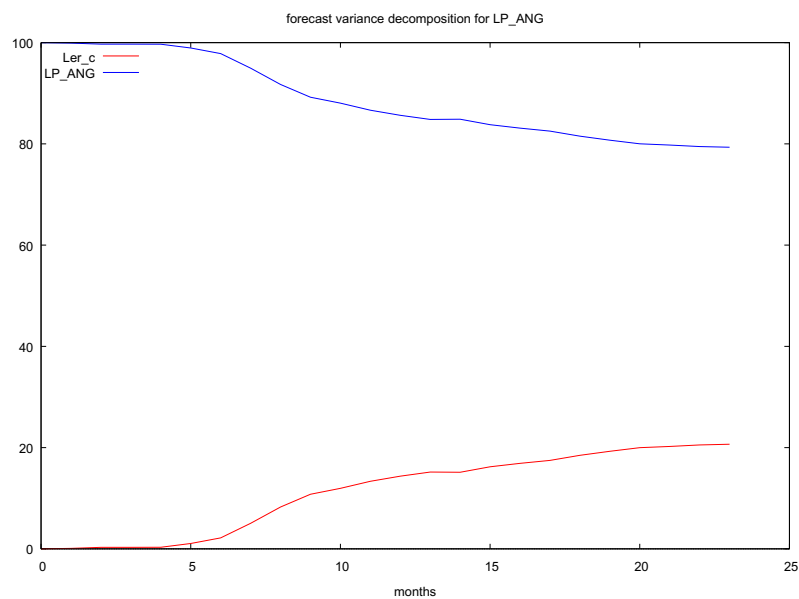
1.0527e-006 4.1447e-005

Nos dois gráficos que se seguem, temos a evolução dos valores da decomposição da variância associados a cada uma das equações.

**Figura 16.** Decomposição da variância da variável Ler\_c

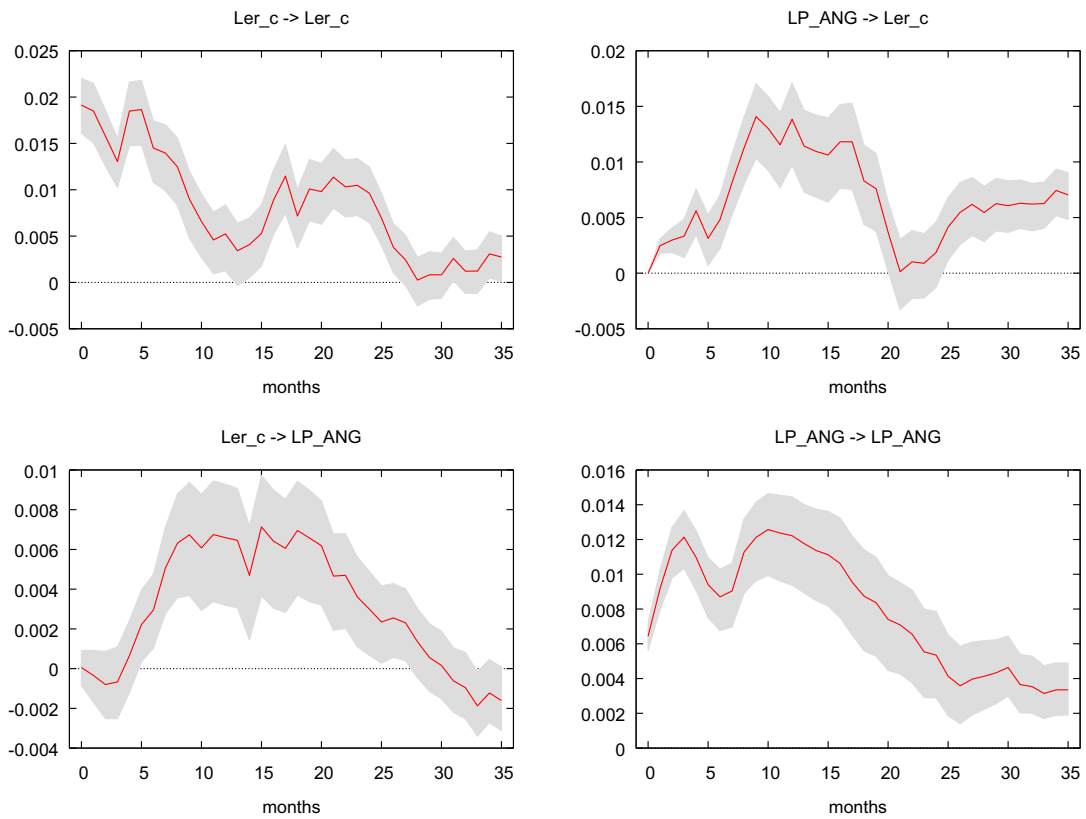


**Figura 17.** Decomposição da variância da variável LP\_ANG



Na explicação da taxa de câmbio, as duas variáveis têm um contributo equilibrado. No caso dos preços, a sua própria inércia acaba por explicar uma percentagem próxima dos 80%. Finalmente ensaiaram-se as respostas to a one-standard error shock em cada uma das variáveis endógenas do nosso modelo.

**Figura 18.** Choques sobre as variáveis no modelo VAR



Uma das primeiras consequências de um VAR com defasamentos tão longos, correspondente a quase 3 anos, é a natureza cíclica das respostas a choques. Um choque sobre a taxa de câmbio (quadrante 1, Q1), desvalorizando-a tem efeitos praticamente nos dois anos subsequentes, embora seja no primeiro semestre que esses efeitos mais se fazem sentir. Este resultado traduzirá a instabilidade criada por desvalorizações discricionárias.

Um choque nos preços (Q2) arrasta a moeda para uma desvalorização que se faz sobretudo sentir entre os 6 meses e 1 ano. Naturalmente que este efeito acabará por fazer com que os preços também subam em resultado da desvalorização da moeda, donde a natureza de ciclo deste choque de preços. De facto (Q3) uma desvalorização da taxa de câmbio tem implicações nos preços internos que se estendem por 2 anos sendo mais importantes passados 6 meses e até 1 ano e meio. Finalmente (Q4) vemos que um choque sobre os preços internos apenas se anula muito tarde. A sua influência ainda se faz sentir 3 anos mais tarde. Este comportamento traduz uma economia dominada pela falta de competitividade ou mesmo falta de um mercado.

#### **4.5. Análise comparativa: onduletas versus econometria**

As variáveis usadas neste estudo são essencialmente variáveis financeiras. A maior parte dos estudos econométricos fazem uso de modelos lineares, onde a análise é efetuada no domínio do tempo.

Dado que se trata de modelos lineares e se pretende representar as possíveis relações entre as variáveis, para dependências lineares, a medida utilizada é a covariância (correlação). A utilização da medida de covariância, e eventualmente a sua estimação, implica a existência de uma relação linear de longo prazo que possa produzir séries de dados, ditos estacionários. As  $n$  observações das séries ao terem como origem uma mesma distribuição, todas elas podem contribuir para a estimação de um mesmo parâmetro. Com séries não-estacionárias, são necessários eventualmente um conjunto infinito de parâmetros para caracterizar a evolução de uma determinada série.

A necessidade de usar séries não-estacionárias em economia é frequente. A utilização de séries não-estacionárias em modelos de regressão linear levanta problemas de interpretação dos testes usuais, nomeadamente testes de significância efetuados através da estatística t-Student. É reconhecido que a não-estacionaridade das séries poderá ter diversas origens: não-linearidades, diferenças de regime, parâmetros que variam ao longo do tempo, entre outros.

Essencialmente desde Engle e Granger (1987), só faz sentido estabelecer uma relação linear entre variáveis não-estacionárias se as mesmas forem cointegradas, o que implica uma restrição muito forte relativa à estrutura do modelo que estabelece a relação entre as variáveis. Se o modelo mais adequado para representar as variáveis é um modelo não-linear, os testes usuais para detetar a cointegração para modelos lineares darão origem à rejeição da cointegração; ou seja, a rejeição da existência de uma relação linear de longo prazo. Para séries financeiras, nomeadamente quando obtidas através de observações de alta-frequência, como é o caso das séries utilizadas neste estudo, existem efeitos não-lineares.

Neste estudo, a primeira metodologia utilizada para analisar a relação entre o preço internacional do petróleo e a taxa de câmbio do dólar relativamente ao Kwana, e os respetivos rendimentos, é a transformada de onduletas, que permite decompor o

sinal nas suas várias componentes para diferentes frequências; assim como calcular a coerência de duas séries (sinais) usando o espectro cruzado (15), o que essencialmente estabelece a evolução das correlações no domínio tempo-frequência. Esta ferramenta estatística não-paramétrica permite detetar correlações (caso existam) em diferentes pontos do tempo para diferentes frequências.

Numa relação linear de longo-prazo (séries cointegradas) espera-se que para uma ou várias frequências as correlações se mantenham estáveis ao longo do tempo, portanto, numa análise gráfica, a coerência apresenta faixas que se estendem ao longo de todo o período representado pela série.

Através dos resultados apresentados anteriormente, verificou-se, usando onduletas, uma fraca coerência (correlação) entre a evolução dos preços internacionais do petróleo e a taxa de câmbio entre o dólar e o Kwanza. As tentativas de explicação já foram apresentadas, e são consequência essencialmente da estrutura económica e social vigente em Angola. Usando uma análise de cointegração pelo método de Johansen, verificou-se também que as variáveis não são cointegradas, portanto, a análise da coerência usando as onduletas é consistente com os resultados obtidos pelos modelos econométricos.

Johnston e DiNardo (2007) demonstraram que os processos ADL são equivalentes à cointegração. Assim, embora as variáveis não sejam cointegradas segundo o método de Johansen, podemos assumir pelos modelos econométricos que existe uma relação de equilíbrio no longo prazo.

## **5. Conclusão**

O objetivo deste trabalho é demonstrar a influência dos preços internacionais do petróleo sobre as taxas de câmbio em Angola. Acreditamos que cingindo o estudo a apenas uma taxa de câmbio, não conseguiríamos transmitir a verdadeira importância do preço do petróleo na crise económica e financeira que Angola vive em 2016.

Através do uso de onduletas, concluímos que o sistema de câmbio oficial sofre uma forte influência das políticas cambiais e monetárias do Banco Nacional de Angola. Apesar de as duas variáveis não serem cointegradas, em equilíbrio uma redução nos



preços internacionais do petróleo, provoca uma depreciação do Kwanza, consequência da forte dependência da economia angolana, face à produção e exportação desta matéria-prima.

A taxa de câmbio “informal”, ao contrário da taxa de câmbio oficial, é gerida por um sistema de câmbios flexíveis. Assim, no curto prazo a taxa de câmbio do mercado “informal” é muito influenciada pelos valores assumidos nos períodos anteriores, enquanto que em equilíbrio, uma diminuição do preço internacional do petróleo provoca uma depreciação de mais do dobro na taxa de câmbio do mercado “informal”.

A análise da relação do preço do petróleo e a taxa de câmbio real, levou-nos a concluir que no longo prazo um aumento do preço do petróleo provoca uma perda de competitividade da economia angolana face ao exterior.

## 6. Anexos

### 1. Resultados do modelo OLS de $e_t$ da expressão matemática (24)

EQ(24) Modelling $e_t$ by OLS					
The estimation sample is: 91 – 3166					
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
$e_1$	0.945744	0.01787	52.9	0.0000	0.4788
$e_2$	0.0789213	0.01970	4.01	0.0001	0.0052
$e_7$	-0.0292136	0.008562	-3.41	0.0007	0.0038
$e_{37}$	-0.0591510	0.01807	-3.27	0.0011	0.0035
$e_{38}$	0.0969301	0.02466	3.93	0.0001	0.0050
$e_{39}$	-0.0687107	0.02468	-2.78	0.0054	0.0025
$e_{40}$	0.0567410	0.02191	2.59	0.0096	0.0022
$e_{42}$	-0.0574632	0.02193	-2.62	0.0088	0.0022
$e_{43}$	0.0320436	0.01823	1.76	0.0790	0.0010
$e_{68}$	0.0320374	0.01132	2.83	0.0047	0.0026
$e_{73}$	-0.0544899	0.01579	-3.45	0.0006	0.0039
$e_{78}$	0.0685266	0.02483	2.76	0.0058	0.0025
$e_{79}$	0.110706	0.02950	3.75	0.0002	0.0046
$e_{80}$	-0.121799	0.02733	-4.46	0.0000	0.0065
$e_{82}$	0.0979143	0.02727	3.59	0.0003	0.0042
$e_{83}$	-0.0826958	0.02961	-2.79	0.0053	0.0026
$e_{84}$	-0.0948440	0.02721	-3.49	0.0005	0.0040
$e_{86}$	0.0472178	0.01712	2.76	0.0059	0.0025
Constant	0.0117746	0.004664	2.52	0.0116	0.0021
$p_{16}$	-0.00599485	0.002192	-2.74	0.0063	0.0024
$p_{18}$	0.0106880	0.003828	2.79	0.0053	0.0026
$p_{19}$	-0.00565003	0.003185	-1.77	0.0762	0.0010
$p_{45}$	0.00395388	0.001543	2.56	0.0104	0.0022
$p_{50}$	-0.0118349	0.003475	-3.41	0.0007	0.0038
$p_{51}$	0.00820834	0.003205	2.56	0.0105	0.0021
$p_{87}$	0.00754787	0.003218	2.35	0.0191	0.0018
$p_{88}$	-0.00821910	0.003182	-2.58	0.0098	0.0022
Trend	7.10950e-007	1.782e-007	3.99	0.0001	0.0052
sigma	0.00365699		RSS		0.0407626817
R <sup>2</sup>	0.999418		F(27,3048)=		1.937e+005 [0.000]**
Adj.R <sup>2</sup>	0.999413		log-likelihood		12909.2
no. of observations	3076		no. of parameters		28
mean( $e_t$ )	4.50174		se( $e_t$ )		0.150877
AR 1-2 test:			F(2,3046) = 0.65668 [0.5186]		
Testing for specification error using RESET from powers 2 to 2					
Chi <sup>2</sup> (1) = 0.019740 [0.8883]			F-form F(1,3046) = 0.019548 [0.8888]		

2. Resultados do modelo OLS de  $e_t$  da expressão matemática (25)

EQ(25) Modelling $e_t$ by OLS					
The estimation sample is: 91 – 3166					
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
$e_1$	0.945287	0.01788	52.9	0.0000	0.4785
$e_2$	0.0802431	0.01972	4.07	0.0000	0.0054
$e_7$	-0.0289562	0.008578	-3.38	0.0007	0.0037
$e_{37}$	-0.0582878	0.01809	-3.22	0.0013	0.0034
$e_{38}$	0.0982260	0.02467	3.98	0.0001	0.0052
$e_{39}$	-0.0679117	0.02470	-2.75	0.0060	0.0025
$e_{40}$	0.0548746	0.02193	2.50	0.0124	0.0020
$e_{42}$	-0.0328313	0.01422	-2.31	0.0210	0.0017
$e_{52}$	0.0348441	0.01351	2.58	0.0099	0.0022
$e_{56}$	-0.0333976	0.01405	-2.38	0.0175	0.0019
$e_{68}$	0.0416236	0.01283	3.24	0.0012	0.0034
$e_{73}$	-0.0544449	0.01584	-3.44	0.0006	0.0039
$e_{78}$	0.0663410	0.02485	2.67	0.0076	0.0023
$e_{79}$	0.114233	0.02949	3.87	0.0001	0.0049
$e_{80}$	-0.127636	0.02725	-4.68	0.0000	0.0071
$e_{82}$	0.0999915	0.02729	3.66	0.0003	0.0044
$e_{83}$	-0.0830959	0.02963	-2.80	0.0051	0.0026
$e_{84}$	-0.0902781	0.02724	-3.31	0.0009	0.0036
$e_{86}$	0.0440409	0.01719	2.56	0.0105	0.0021
Constant	-0.0110096	0.003528	-3.12	0.0018	0.0032
$p_{16}$	-0.00560470	0.002198	-2.55	0.0108	0.0021
$p_{18}$	0.0105592	0.003830	2.76	0.0059	0.0025
$p_{19}$	-0.00717247	0.003300	-2.17	0.0298	0.0015
$p_{27}$	0.00235541	0.001338	1.76	0.0784	0.0010
$p_{45}$	0.00312029	0.001605	1.94	0.0520	0.0012
$p_{50}$	-0.0115674	0.003481	-3.32	0.0009	0.0036
$p_{51}$	0.00789359	0.003167	2.49	0.0127	0.0020
d2008	0.000529732	0.0003034	1.75	0.0809	0.0010
d2009	0.000939675	0.0002924	3.21	0.0013	0.0034
sigma	0.00365989		RSS		0.040813939
R^2	0.999417		F(28,3047)=		1.865e+005 [0.000]**
Adj.R^2	0.999412		log-likelihood		12907.3
no. of observations	3076		no. of parameters		29
mean( $e_t$ )	4.50174		se( $e_t$ )		0.150877
AR 1-2 test:			F(2,3045) = 1.1176 [0.3272]		
RESET23 test:			F(2,3045) = 3.3134 [0.0365]*		

3. Resultados do modelo OLS da variável Ler\_c para a expressão (26)

EQ(26) Modelling Ler_c by OLS					
The estimation sample is: 1997-01-01 - 2016-01-01					
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	0.989462	0.1451	6.82	0.0000	0.1718
Ler_c_1	0.837895	0.02670	31.4	0.0000	0.8147
LP_Oil_2	-0.0849588	0.01383	-6.14	0.0000	0.1442
LPR_6	0.241226	0.04190	5.76	0.0000	0.1289
LPR_9	-0.128125	0.03499	-3.66	0.0003	0.0565
sigma	0.0630562		RSS	0.890642727	
R <sup>2</sup>	0.99773		F(4,224) =	2.462e+004 [0.000]**	
Adj.R <sup>2</sup>	0.99769		log-likelihood	310.485	
no. of observations	229		no. of parameters	5	
mean(Ler_c)	3.7108		se(Ler_c)	1.31195	
AR 1-2 test:			F(2,222) = 0.10566 [0.8998]		
ARCH 1-1 test:			F(1,227) = 0.19981 [0.6553]		
RESET23 test:			F(2,222) = 0.36370 [0.6955]		

4. Resultados do modelo OLS de Ler\_no da expressão (27)

EQ(27) Modelling Ler_no by OLS						
The estimation sample is: 2001-01-01 - 2016-01-01						
	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-HACSE	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	0.254642	0.07604	0.07126	3.57	0.0005	0.0680
Trend	0.000752885	0.0001871	0.0001814	4.15	0.0001	0.0896
Ler_no_1	1.14135	0.07572	0.09217	12.4	0.0000	0.4670
Ler_no_2	-0.131682	0.08895	0.1441	-0.914	0.3619	0.0048
Ler_no_8	-0.0363770	0.03062	0.05087	-0.715	0.4755	0.0029
LP_Oil_5	-0.0584446	0.01540	0.01655	-3.53	0.0005	0.0665
sigma	0.0437201		RSS	0.334503703		
R <sup>2</sup>	0.992384		F(5,175) =	4561 [0.000]		
Adj. R <sup>2</sup>	0.992166		log-likelihood	312.743		
no. of observations	181		no. of parameters	6		
mean(Ler_no)	4.42353		se(Ler_no)	0.493968		
AR 1-2 test:			F(2,173) = 0.26372 [0.7685]			
ARCH 1-1 test:			F(1,179) = 0.23611 [0.6279]			
RESET23 test:			F(2,173) = 2.7725 [0.0653]			
Normality test:			Chi <sup>2</sup> (2) = 199.73 [0.0000]			

5. Resultados do modelo OLS de Lrer\_c da expressão (28)

EQ(28) Modelling Lrer_c by OLS						
The estimation sample is: 2001-01-01 - 2016-01-01						
	<b>Coefficient</b>	<b>Std.Error</b>	<b>HACSE</b>	<b>t-HACSE</b>	<b>t-prob</b>	<b>Part.R^2</b>
Lrer_c_1	1.23813	0.06938	0.1215	10.2	0.0000	0.3806
Lrer_c_2	-0.430156	0.08542	0.1794	-2.4	0.0176	0.0329
Lrer_c_4	0.191567	0.07992	0.1118	1.71	0.0885	0.0171
Lrer_c_5	-0.348072	0.06953	0.1062	-3.28	0.0013	0.0598
Lrer_c_6	0.222620	0.05268	0.05091	4.37	0.0000	0.1016
Lrer_c_8	0.178087	0.04751	0.05620	3.17	0.0018	0.0561
Lrer_c_9	-0.180877	0.04479	0.05417	-3.34	0.0010	0.0619
Lrer_c_13	0.0930159	0.03123	0.03508	2.65	0.0088	0.0399
Lrer_c_16	-0.108089	0.04606	0.03102	-3.48	0.0006	0.0670
Lrer_c_17	0.0670688	0.03650	0.02688	2.49	0.0136	0.0355
LP_Oil_1	0.0184835	0.006921	0.005979	3.09	0.0023	0.0535
LP_Oil_8	0.0294310	0.008299	0.008312	3.54	0.0005	0.0691
sigma		0.0234996		RSS		0.0933267587
				log-likelihood		428.27
no. of observations		181		no. of parameters		12
mean(Lrer_c)		2.45325		se(Lrer_c)		0.409422
AR 1-2 test:				F(2,167) = 1.9217 [0.1496]		
ARCH 1-1 test:				F(1,179) = 0.84574 [0.3590]		
RESET23 test:				F(2,167) = 2.6192 [0.0759]		
Normality test:				Chi^2(2) = 88.622 [0.0000]		

## 7. Referências bibliográficas

- Aguiar-Conraria, L. and M. J. Soares (2011). Oil and the macroeconomy: using wavelets to analyze old issues. *Empirical Economics* 40 (3), pp.645–655
- Al-mulali, U. e Che Sab, C.N.B (2011). The impact of oil prices on the real exchange rate of the dirham: a case study of the United Arab Emirates (UAE). *OPEC Energy Review*, 35, pp.384–399.
- Amano, R. A. e Van Norden, S. (1998). Oil prices and the rise and fall of the us real exchange rate. *Journal of international Money and finance* 17 (2), pp.299–316.
- Andrade, J.S., (2015). *Testes Econométricos*. , Faculdade de Economia. Universidade de Coimbra
- Andrade, S., (2004). *Apontamentos de Econometria Aplicada*. , Faculdade de Economia. Universidade de Coimbra
- Daubechies, I. (1992), *Ten Lectures on Wavelets*. CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics, vol. 61 SIAM, Philadelphia.
- Carvalho, J.L., Santos, M.E.D. e Massala, L.D.K., (2012). DETERMINANTES DA INFLAÇÃO EM ANGOLA, *Banco Nacional de Angola*, DEE
- Carvalho, M., (2015). *Uma análise comparativa dos índices PSI 20, IBEX 35 e DAX 30 utilizando onduletas*. Tese de Mestrado em Métodos Quantitativos em Finanças. Universidade de Coimbra.
- Coleman, S.; Cuestas, J. C. ; Mourelle, E. e Street, M. (2011). Investigating the oil price-exchange rate nexus : Evidence from Africa. *Sheffield Economic Research Paper Series* SERP Number : 2011015.
- Coudert, V., Mignon, V. e Penot, A., (2007). Oil price and the Dollar. *Energy Studies Review*, 15(2), pp.1–18.

- Enders, W., (2004). *Applied Econometric Time Series*, 4th Edition, Alabama, John Wiley & Sons, Inc.
- Gençay, R., Selçuk, F. e Whitcher, B. (2001). *An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics*. San Diego: Academic press.
- Grossmann, A. e Morlet, J., (1984). Decomposition of Hardy Function into Square Integrable Wavelets of Constant Shape. *SIAM J. Math. Anal.*, 15(4), pp.723–736.
- Huang, Y. e Guo, F., (2007). The role of oil price shocks on China's real exchange rate. *China Economic Review*, 18(4), pp.403–416.
- Johnston, J. e DiNardo, J., (2007). *Econometric Methods*, 4th Edition ., McGraw-Hill.
- Krolzig, H.M. e Hendry, D.F., (2001). Computer automation of general-to-specific model selection procedures. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(6-7), pp.831–866.
- Krugman, P., (1983). Oil shocks and exchange rate dynamics. *University of Chicago Press*, I, pp.259–284.
- Lutkepohl, H., 2007. *Econometric Analysis With Vector Autoregressive Models*, *Economics Working Papers*, European University Institute.
- Muzima, J.D. & Mendy, F.R., (2015). *Perspetivas económicas em África*, Available at: [www.africaneconomicoutlook.org](http://www.africaneconomicoutlook.org).
- Narayan, P.K., Narayan, S. e Prasad, A., (2008). Understanding the oil price-exchange rate nexus for the Fiji islands. *Energy Economics*, 30(5), pp.2686–2696.
- Oriavwote, V.E. e Eriemo, N.O., (2012). Oil Prices and the Real Exchange Rate in Nigeria. *International Journal of Economics and Finance*, 4(6), pp.198–205.
- Pershin, V., Molero, J.C. e de Gracia, F.P., (2015). Exploring the oil prices and exchange

- rates nexus in some African economies. *Journal of Policy Modeling*, pp.1–15.
- Rautava, J., (2004). The role of oil prices and the real exchange rate in Russia's economy - A cointegration approach. *Journal of Comparative Economics*, 32(2), pp.315–327.
- Ribeiro, C., (2014). *Econometria*. Lisboa: Escolar Editora.
- Rua, A., (2011). *Essays on Wavelets in Economics*. Tese de doutoramento em Economia Universidade Técnica de Lisboa.
- Sims, C.A., (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), pp.1 – 48.
- Suleiman, H. e Muhammad, Z., (2011). The real exchange rate of an oil exporting economy: Empirical evidence from Nigeria, *FIW Working Paper series*, 72, pp 1-25
- Tiwari, A.K., Dar, A.B. e Bhanja, N., (2013). Oil price and exchange rates: A wavelet based analysis for India. *Economic Modelling*, 31(1), pp.414–422.
- Tiwari, A.K., Mutascu, M.I. e Albulescu, C.T., (2013). The influence of the international oil prices on the real effective exchange rate in Romania in a wavelet transform framework. *Energy Economics*, 40, pp.714–733.
- Torrence, C. e Webster, P.J., (1999). Interdecadal changes in the ENSO-monsoon system. *Journal of Climate*, 12(8 PART 2), pp.2679–2690.
- Turhan, I., Hacihasanoglu, E. e Soytas, U., (2012). Oil Prices and Emerging Market Exchange Rates, *Emerging Markets, Finance & Trade* , 49, pp 1-17
- Yang L. , JingCai b X., Zhang c H, e Hamori. S., 2016. Interdependence of foreign exchange markets: A wavelet coherence analysis. *Economic Modelling*, 55, pp.6–14.