



UNIVERSIDADE DE ÉVORA

ESCOLA DE CIÊNCIAS SOCIAIS

DEPARTAMENTO DE GESTÃO

Tendências nos preços de café verde arábica do Brasil e na taxa de câmbio EUR/USD

Dina Narciso

Orientação: Prof. Doutora Elisabete Gomes Santana Félix

Co- Orientação: Prof. Doutora Andreia Dionísio

Mestrado em Gestão

Área de especialização: *Finanças*

Trabalho de Dissertação

Évora, 2015



UNIVERSIDADE DE ÉVORA

ESCOLA DE CIÊNCIAS SOCIAIS

DEPARTAMENTO DE GESTÃO

Tendências nos preços de café verde arábica do Brasil e na taxa de câmbio EUR/USD

Dina Narciso

Orientação: Prof. Doutora Elisabete Gomes Santana Félix

Co- Orientação: Prof. Doutora Andreia Dionísio

Mestrado em Gestão

Área de especialização: *Finanças*

Trabalho de Dissertação

Évora, 2015

“Por vezes sentimos que aquilo que fazemos não é senão uma gota de água no mar. Mas o mar seria menor se lhe faltasse uma gota”.

(Madre Teresa de Calcuta)

Resumo

Neste trabalho pretende determinar-se os factores de risco para as empresas importadoras de café. Para tal, avaliou-se a tendência dos preços do café verde arábica do Brasil (entre 16 de agosto de 1993 e 6 de agosto de 2013) e a variação da taxa de câmbio EUR/USD (4 de janeiro de 1999 e 6 de agosto de 2013).

Quando se utilizam os métodos Holt-Winters aditivo e Holt-Winters multiplicativo, para as séries originais da cotação de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD ambas as tendências se apresentam positivas, no horizonte temporal estudado. Mas quando se utiliza o método de Holt-Winters aditivo, considerando as séries estacionárias da cotação de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD, a primeira apresenta uma tendência negativa e a segunda uma tendência positiva.

Através do Filtro de Hodrick-Prescott identificaram-se três ciclos que afetaram de forma mais significativa o comportamento dos preços de café verde arábica do Brasil; e quatro ciclos que influenciaram de forma mais significativa o comportamento da taxa de câmbio EUR/USD, no período estudado.

Palavras-chave:

Ciclos, Tendências, Séries Temporais, Preço de Café Arábica e Taxa de Câmbio EUR/USD.

Abstract

“Trends of Brazilian Arabica green coffee prices and Exchange rate EUR/USD”

This study intends to determine the risk factors for the importing companies, in the coffee acquisition process. So, the purpose of this research study is to define the trend of Brazilian Arabica green coffee prices (between 16 August 1993 and August 6, 2013) and the variation of the exchange rate EUR / USD (January 4, 1999 and August 6, 2013).

When using the methods Holt-Winters additive and Holt-Winters multiplicative, to the originals series of Brazilian Arabica coffee price and of the exchange rate EUR / USD both trends have positive, to the horizon temporal studied. But, when using the Holt-Winters additive method, considering the stationary series of Brazilian Arabica coffee and quotation of the exchange rate EUR / USD, the first shows a negative trend and the second a positive trend.

Through the Hodrick-Prescott filter was possible to identify three cycles that affected more significantly the behavior of Brazilian Arabica green coffee prices; and four cycles that influenced more significantly the exchange rate behavior EUR / USD, during the study period.

Keyword:

Cycles, Trends, Time Series, Arabica Coffee Price and Exchange Rate EUR / USD.

Agradecimentos

A realização desta dissertação de mestrado contou com importantes apoios e incentivos e aos quais estarei eternamente grata.

À Profª Doutora Elisabete Félix, expresso o meu profundo agradecimento pela orientação, pelo total apoio e disponibilidade, pelo rigor, pelas opiniões e críticas nas diversas situações que foram surgindo ao longo deste trabalho e, por todas as palavras de incentivo.

À Profª Doutora Andreia Dionísio, o meu sincero agradecimento pela co-orientação, total apoio na colaboração do tratamento estatístico dos resultados, pela disponibilidade em solucionar dúvidas que foram surgindo ao longo da realização desta investigação.

Ao Comendador Rui Nabeiro, empresário notável com carisma social, com quem tenho o privilégio de trabalhar diariamente, agradeço todos os estímulos e colaboração para a realização deste trabalho. A transmissão de atitude em querer fazer sempre melhor foi essencial neste trabalho de investigação.

Ao Sr. Juan Martin, pela disponibilidade para a explicação dos dados técnicos sobre café, pela colaboração em facultar dados essenciais para a concretização desta dissertação.

À minha irmã Ana, e também colega em sala de aula durante o ano curricular deste mestrado, pelo companheirismo e ajuda nos momentos mais difíceis, pelas suas palavras de ânimo e pela partilha de bons momentos.

Ao meu marido Humberto e ao meu filho Tiago, por terem acreditado sempre em mim e naquilo que faço, mesmo em períodos que eu não acreditava conseguir. Espero retribuir e compensar todo o carinho, apoio e dedicação que me têm oferecido. O seu apoio foi fundamental para a concretização deste trabalho de investigação. Não esquecendo o meu filho Tomás, que me acompanhou neste trabalho ao longo dos nove meses de gestação.

À minha mãe, pelo modelo de coragem, pelos ensinamentos constantes, pela transmissão de valores, pelas suas palavras otimistas, pelo seu apoio incondicional o meu muito obrigado.

A eles, dedico todo este trabalho.

ÍNDICE

Índice de Figuras	8
Índice de Quadros	10
Listagem de Abreviaturas ou Siglas	12
1. INTRODUÇÃO	13
1.1. Enquadramento do Tema e Justificações da Escolha	13
1.2. Formulação do Problema e dos Objetivos	14
1.2.1. Formulação do Problema	14
1.2.2. Formulação dos Objetivos	15
1.3. Metodologia	16
1.4. Estrutura do Trabalho.....	17
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	18
2.1 Enquadramento do mercado de café verde arábica do Brasil.....	18
2.2 Enquadramento do mercado cambial EUR/USD.....	25
2.3 Modelos de análises de séries temporais e de tendências.....	28
2.3.1 Estacionariedade da série temporal	29
2.3.2 Especificação do modelo	31
2.3.3 Autocorrelação dos resíduos	32

2.3.4	Homocedasticidade dos resíduos	33
2.3.5	Testes para detetar a tendência	34
2.3.6	Modelos utilizados nas séries temporais	35
2.4	Aplicações aos preços do café e da taxa de câmbio EUR/USD	35
3.	METODOLOGIA DE INVESTIGAÇÃO	40
3.1	Objetivos	40
3.2	Dados e Variáveis	41
3.3	Modelos Econométricos	42
4.	RESULTADOS EMPÍRICOS	49
4.1	Análise Descritiva	49
4.2	Análise dos Resultados	50
4.2.1	Cotação de café arábica do Brasil	50
4.2.2	Taxa de câmbio EUR/USD	65
5.	CONCLUSÕES.....	84
	BIBLIOGRAFIA.....	89

ÍNDICE DE FIGURAS

	Pág.	
Figura nº 2.1.1	Países exportadores de café, para todos os destinos, de setembro 2012 a agosto de 2013	18
Figura nº 2.1.2	Países produtores de café arábica e de café robusta	20
Figura nº 2.1.3	Principais regiões produtoras de café no Brasil	22
Figura nº 2.1.4	Distribuição percentual das exportações de café arábica, de Outubro de 2012 a setembro de 2013	23
Figura nº 2.1.5	Distribuição percentual das exportações de café robusta, de outubro de 2012 a setembro de 2013	23
Figura nº 4.2.1.1	Gráfico da evolução temporal da cotação de café arábica do Brasil, de 16 agosto 1993 a 6 agosto 2013, em USD, por Tonelada Métrica.	50
Figura nº 4.2.1.2	Gráfico da primeira diferença da série cotação de café arábica do Brasil	53
Figura nº 4.2.1.3	Correlograma da série da cotação de café arábica do Brasil	54
Figura nº 4.2.1.4	Correlograma das primeiras diferenças da série da cotação de café arábica do Brasil	55
Figura nº 4.2.1.5	Correlograma do modelo selecionado, ARIMA (2,1,2), para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil	58
Figura nº 4.2.1.6	Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série original da cotação de café arábica do Brasil	64
Figura nº 4.2.1.7	Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil	64
Figura nº 4.2.2.1	Gráfico da evolução temporal da taxa de câmbio EUR/USD, de 4 janeiro 1999 a 6 agosto 2013.....	65
Figura nº 4.2.2.2	Gráfico da primeira diferença da série da taxa de câmbio EUR/USD	69
Figura nº 4.2.2.3	Correlograma da série da taxa de câmbio EUR/USD	70
Figura nº 4.2.2.4	Correlograma da primeira diferença da série da taxa de câmbio EUR/USD	71
Figura nº 4.2.2.5	Correlograma do modelo selecionado MA(12 18) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD	74
Figura nº 4.2.2.6	Correlograma do modelo selecionado MA(12) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.....	75

Figura nº 4.2.2.7	Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série original da taxa de câmbio EUR/USD.....	80
Figura nº 4.2.2.8	Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.....	81

ÍNDICE DE QUADROS

	Pág.	
Quadro nº 4.1.1	Resumo estatístico da variável cotação de café arábica do Brasil, no período de 16 de agosto de 1993 a 6 de agosto de 2013 e da variável taxa de câmbio EUR/USD, no período de 4 de janeiro de 1999 a 6 agosto de 2013.....	49
Quadro nº 4.2.1.1	Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS com e sem tendência para a série da cotação de café arábica do Brasil	51
Quadro nº 4.2.1.2	Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS com primeira diferença, com e sem tendência para a série da cotação de café arábica do Brasil	52
Quadro nº 4.2.1.3	Resultados do modelo ARIMA (10,1,0) da série da cotação de café arábica do Brasil	55
Quadro nº 4.2.1.4	Resultados dos critérios de seleção AIC e BIC da série estacionária da cotação de café arábica do Brasil	56
Quadro nº 4.2.1.5	Resultados do Teste de Ramsey para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil	57
Quadro nº 4.2.1.6	Resultados do Teste de Breuch-Pagan para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil	58
Quadro nº 4.2.1.7	Resultados do Teste de White para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil	59
Quadro nº 4.2.1.8	Resultados para a série original e estacionária da cotação de café arábica do Brasil através do Modelo de Holt-Winters Aditivo e Multiplicativo	60
Quadro nº 4.2.2.1	Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS com e sem tendência para a série da taxa de câmbio EUR/USD	66
Quadro nº 4.2.2.2	Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS, com primeira diferença , com e sem tendência para a série da taxa de câmbio EUR/USD	68
Quadro nº 4.2.2.3	Resultados do modelo ARIMA (20,1,0) da série da taxa de câmbio EUR/USD	71
Quadro nº 4.2.2.4	Resultados dos critérios de seleção AIC e BIC da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD	72

Quadro nº 4.2.2.5	Resultados do Teste de Ramsey para o modelo MA(12 18) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD	73
Quadro nº 4.2.2.6	Resultados do Teste de Ramsey para o modelo MA(12) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD	73
Quadro nº 4.2.2.7	Resultados do Teste de White para o modelo MA(12 18) da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD	75
Quadro nº 4.2.2.8	Resultados do Teste de White para o modelo MA(12) da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD	76
Quadro nº 4.2.2.9	Resultados para a série original e estacionária da taxa de câmbio EUR/USD através do Modelo de Holt-Winters Aditivo e Multiplicativo	77

LISTAGEM DE ABREVIATURAS OU SIGLAS

ADF Teste de Dickey-Fuller Aumentado

BCE Banco Central Europeu

DF Teste de Dickey-Fuller

EUR Moeda Euro

FAC Funções de Autocorrelação

FACP Funções de Autocorrelação Parciais

FED Reserva Federal dos Estados Unidos

FMI Fundo Monetário Internacional

HP Filtro de Hodrick-Prescott

KPSS Teste de Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schimidt, P. e Shin, Y

NCF National Coffee Fund

OIC Organização Internacional do Café

TM Tonelada Métrica

UEM União Europeia Monetária

USD Moeda dólar americano

1. INTRODUÇÃO

O capítulo da introdução consiste em apresentar o enquadramento do tema, a justificação da escolha, a formulação dos objetivos e do problema, bem como a descrição da metodologia e a estrutura global deste trabalho.

1.1. Enquadramento do Tema e Justificações da Escolha

Este trabalho de pesquisa visa esclarecer e aprofundar uma parte fundamental da atividade das empresas importadoras de café verde que diz respeito à aquisição de café e aos riscos associados à respetiva compra, onde serão utilizados dados correspondentes ao período de 16 de agosto de 1993 a 6 de agosto de 2013.

O controlo de risco tem de se configurar cada vez mais como um dos principais aspectos para que as atividades económicas sejam eficientes. Possibilidades de ganhos, advindas de uma gestão mais eficiente dos riscos, podem ainda não ser plenamente aproveitadas por grande parte dos gestores envolvidos nesses mercados. As flutuações de preços deveriam de ser melhor compreendidas pelos agentes económicos com o objetivo de otimizar as suas decisões de cobertura de risco. Estas flutuações de preços implicam que a rentabilidade nessa atividade deverá oscilar. Para as empresas importadoras de café, o conhecimento do comportamento dos preços poderá ser bastante útil nas suas tomadas de decisões, podendo planear a compra de café, de modo a aproveitar de maneira mais eficiente as fases de baixa nos preços para maximizar o lucro. Por outro lado, a compra de café verde também é afetada pelas oscilações da taxa de câmbio. A taxa de câmbio analisada neste trabalho é a do Euro face ao Dólar Americano.

Serão analisados os preços de café proveniente do Brasil, escolha que se deve ao facto do Brasil ser o maior produtor e exportador mundial de café (29% da produção mundial em média (Organização Internacional do Café, 2013a)), e o segundo maior consumidor logo após os Estados Unidos da América. Considerando as duas principais espécies de café, o Brasil é o maior exportador mundial de café arábica e o quarto maior de café robusta (Organização Internacional do Café, 2013b).

Lamounier (2007), estudou o comportamento do café verde do Brasil, no período de janeiro de 1946 a dezembro de 2000, e sugere que futuros estudos se poderiam basear num outro período. Assim, este trabalho pretende analisar as tendências nos preços de café brasileiro no período de 16 de agosto de 1993 a 6 de agosto de 2013, acrescentando a

evolução da taxa de câmbio EUR/USD no período de 4 de janeiro de 1999 a 6 de agosto de 2013. A cotação de café arábica do Brasil e a taxa de câmbio EUR/USD são analisadas separadamente por serem conceitos distintos, porque as tendências poderão ser diferentes e os ciclos poderão ser em períodos divergentes, bem como as causas que influenciam a cotação de café e a taxa de câmbio EUR/USD serem distintas.

O trabalho aqui efetuado pode ser relevante aos gestores de empresas importadoras de café que estejam localizadas na zona Euro, bem como a todos os intervenientes do mercado.

Dos cafés conhecidos e plantados de maneira comercial, há duas espécies mais conhecidas: arábica e robusta.

A primeira espécie, o café arábica é um café produzido em altitudes maiores, e os plantios comerciais estão acima de 800 metros. No Brasil, a produção de maior qualidade localiza-se a uma altitude de 1200 metros, embora o risco de geada seja maior. Estudos demonstram que a altitude é um factor determinante na qualidade do café, devido à diferença entre as temperaturas do dia e da noite. Isso proporciona um café de boa qualidade e, consequentemente, um preço mais elevado.

Por outro lado, o café robusto é produzido até uma altitude de 800 metros, ou seja, desde o nível do mar até aproximadamente 800 metros de altitude, é onde o café *conilon*¹ se adapta melhor. Esse café é menos aromático e menos encorpado, e por isso, considerado de menor qualidade. É utilizado em grande quantidade para café solúvel. Sendo que o café robusto contém duas vezes mais cafeína do que o café arábica.

Por estas razões, o preço do café arábica difere do preço do café robusta. Este trabalho pretende analisar as tendências da cotação de café verde arábica brasileiro, visto que o café arábica representa a maior parte das receitas de exportação do complexo café no Brasil (Teixeira et al., 2007).

1.2. Formulação do Problema e dos Objetivos

1.2.1. Formulação do Problema

O problema de estudo deste trabalho é o seguinte:

Qual a tendência dos preços de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD?

¹ *Conilon* significa café robusta.

A resposta a esta questão poderá constituir uma preciosa ajuda na gestão da empresa. Ou seja, tendo conhecimento das tendências, quer na cotação de café verde arábica do Brasil, quer na taxa de câmbio EUR/USD, o nível de risco da empresa importadora, na tomada de decisão da compra deste tipo de café verde, poderá ser menor do que não tendo esse conhecimento.

1.2.2. Formulação dos Objetivos

O presente trabalho tem como objetivo geral:

Avaliar a tendência dos preços de café verde arábica do Brasil, para o período de 16 de agosto de 1993 a 6 de agosto de 2013, e a tendência da taxa de câmbio EUR/USD, para o período de 4 de janeiro de 1999 a 6 de agosto de 2013.

Identificar os ciclos que afetam o comportamento dos preços de café verde arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD e analisar se a tendência é de natureza positiva ou de natureza negativa é de extrema relevância para a decisão do gestor ao adquirir este tipo de café. No futuro, caso surja um dos factos já ocorridos no passado e que tenha influenciado a cotação deste café, o gestor ficará em alerta, tendo conhecimento da evolução da cotação daquele período. Deste modo, caso não ocorram outros factos, poderá usar a evolução passada como analogia para a cotação futura. Semelhante raciocínio se poderá aplicar à evolução da taxa de câmbio EUR/USD.

Para o alcance deste objetivo foi necessário estabelecer os seguintes objetivos específicos:

- Analisar a natureza da tendência dos preços de café verde do Brasil;
- Determinar quais os ciclos que afetam, de forma mais significativa, o comportamento dos preços de café verde arábica com origem do Brasil;
- Verificar se a periodicidade desses ciclos tem sofrido variações ao longo do tempo;
- Analisar a natureza da tendência da taxa de câmbio EUR/USD;
- Determinar quais os ciclos que afetam, de forma mais significativa, a evolução das taxas de câmbio EUR/USD;
- Verificar se a periodicidade desses ciclos tem sofrido variações ao longo do tempo.

1.3. Metodologia

Este trabalho de pesquisa analisa, separadamente, duas séries temporais: a cotação de café verde arábica do Brasil e a taxa de câmbio EUR/USD.

A metodologia utilizada para analisar estas duas séries temporais baseia-se em ferramentas estatísticas e econométricas com vista à obtenção de resultados que promovam a obtenção dos objetivos propostos.

A estacionariedade de cada uma das séries é estudada através do teste de Dickey-Fuller Aumentado, do teste de Phillips-Perron e do teste de KPSS.

Procede-se à modelização das séries da cotação de café e da taxa de câmbio EUR/USD através do processo ARIMA, utilizando os critérios AIC e BIC.

Tanto para a série da cotação de café verde arábica do Brasil como para a série da taxa de câmbio EUR/USD, analisa-se a especificação dos modelos, a existência de autocorrelação dos resíduos e a existência de homocedasticidade dos resíduos.

A especificação dos modelos é estudada através do teste de Ramsey; para o estudo da autocorrelação dos resíduos utiliza-se o teste de Ljung-Box; para analisar a homocedasticidade dos resíduos utiliza-se o teste de Breuch-Pagan e o teste de White.

Os testes que detetam a tendência e a identificam os ciclos nas séries temporais da cotação de café verde arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD utilizados neste trabalho foram o Método de Holt-Winters e o Filtro de Hodrick-Prescott.

1.4. Estrutura do Trabalho

A estrutura deste trabalho foi elaborada de acordo com a formatação adotada pela Universidade de Évora. Os cinco grupos de maior relevo são divididos em introdução, revisão bibliográfica, metodologia de investigação, análise de resultados e conclusões.

Na introdução, a escolha do tema é justificado e devidamente enquadrado, bem como a formulação do problema e dos objetivos.

Na revisão bibliográfica explora-se o enquadramento do mercado de café verde arábica do Brasil e do mercado cambial EUR/USD. Em relação aos modelos de análises de séries temporais e de tendências são referidos os testes para verificar a estacionariedade da série temporal, a especificação do modelo selecionado, a existência de autocorrelação e de homocedasticidade dos resíduos. Os testes para detetar a tendência são referidos, bem como os modelos utilizados nas séries temporais. As aplicações aos preços de café e à taxa de câmbio EUR/USD são analisadas tendo em consideração os trabalhos de pesquisa já desenvolvidos nesta área.

A metodologia de investigação contempla os dados e variáveis necessários para a elaboração deste trabalho de pesquisa e a descrição dos modelos estatísticos e econométricos que irão ser utilizados no tratamento de dados.

Os resultados empíricos englobam a análise descritiva e a análise de resultados das séries temporais da cotação de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD. Neste capítulo utilizam-se os modelos econométricos referidos anteriormente de forma a tratar os dados e a alcançar os respetivos resultados.

Por último, são apresentadas as conclusões deste trabalho de pesquisa. As limitações e as sugestões para futuros trabalhos são identificadas por forma a dar continuidade a novos estudos.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo são abordados, essencialmente, quatro vertentes: o enquadramento do mercado de café verde arábica do Brasil; o enquadramento do mercado cambial EUR/USD; modelos de análise de séries temporais e de tendência e; aplicações aos preços de café e da taxa de câmbio EUR/USD.

2.1 Enquadramento do mercado de café verde arábica do Brasil

A história do café começa, provavelmente, em África, na província de Kaffa, Etiópia. A lenda refere que um pastor verificou que sempre que as suas cabras ingeriam os grãos vermelhos do cafeiro, ficavam com uma maior vivacidade. Por outro lado, os escravos que eram transportados do Sudão para o Iêmen e a Arábia comiam a camada carnosa que recobre os grãos. Em 1616, os holandeses levaram pés de café para a Holanda para o cultivarem em viveiros, e em 1699, levaram para a Batávia (Java), na atual Indonésia. Atualmente, a Indonésia é o terceiro exportador de café do mundo, conforme figura 2.1.1.



Fonte: Organização Internacional do Café, 2013a

Figura 2.1.1 – Países exportadores de café, para todos os destinos, de setembro 2012 a agosto 2013.

Também foram os holandeses que difundiram o café pela América Central e do Sul, onde hoje o seu cultivo tem uma enorme qualidade.

Pela primeira vez, os mercadores venezianos trouxeram o café para a Europa em 1615 e acreditavam que o café possuía propriedades medicinais. Hoje em dia, os benefícios do café para a saúde são reconhecidos, aumentando a capacidade de concentração e desempenhos dos seus consumidores (Institute for Scientific Information on Coffee, 2013).

Segundo Donfack et al. (2011), o café é uma das bebidas populares mais consumidas em todo o mundo.

Atualmente, no comércio internacional, o café é um dos produtos mais valiosos como fonte de divisas para os países em desenvolvimento. Em 1963 foi criada a Organização Internacional de Café (OIC), sediada em Londres. A OIC é o principal organismo intergovernamental associado ao café, reunindo governos exportadores e importadores com o intuito de enfrentar os desafios com que o café se depara. O seu principal objetivo é fortalecer o setor cafeeiro global e promover a expansão sustentável no mercado, atribuindo melhores condições a todos os participantes do setor. Desta forma, tenta reduzir a pobreza nos países em desenvolvimento.

O cafeeiro, no seu estado selvagem, pode atingir entre 8 a 10 metros de altura, no entanto, de forma a permitir o seu tratamento e colheita é podado, ficando com 2,5 a 3 metros de altura.

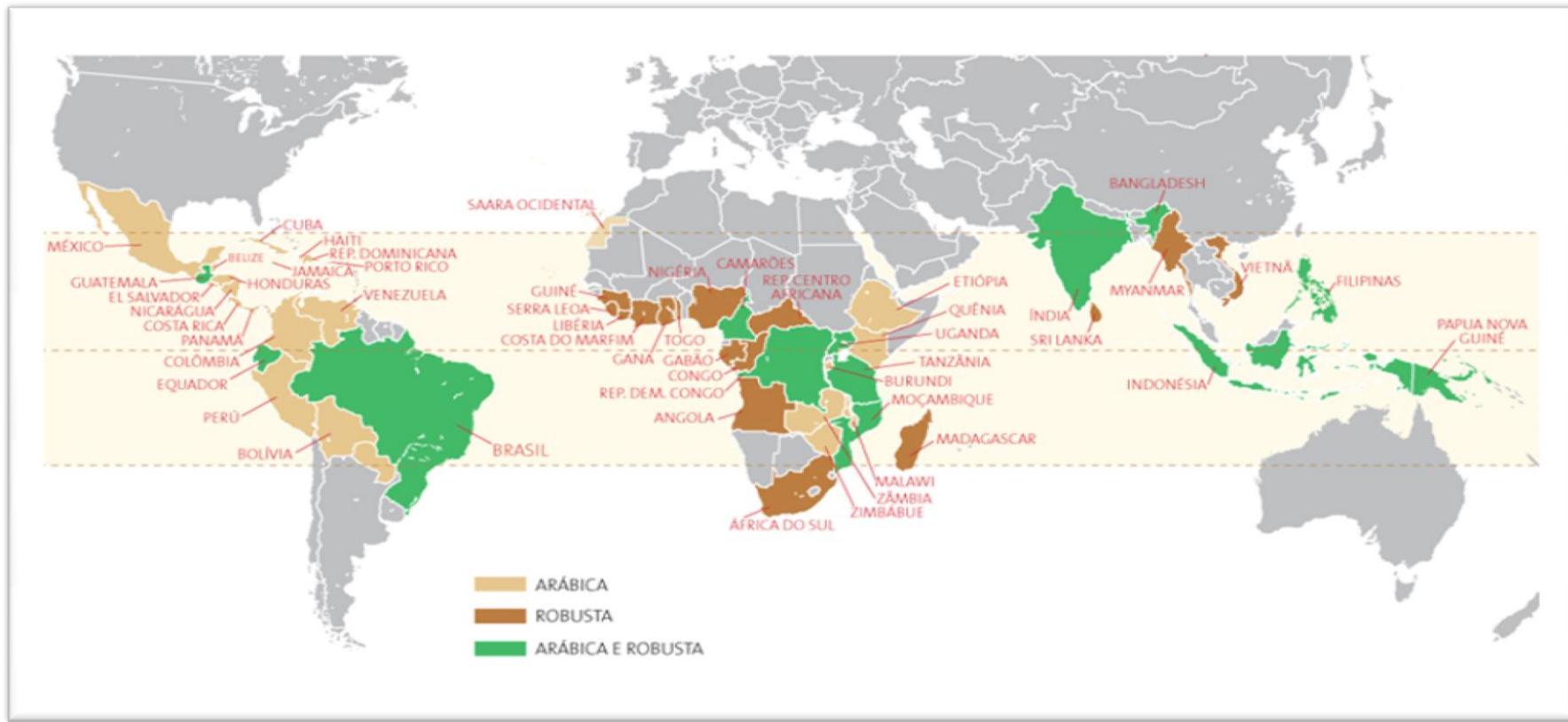
O fruto do cafeeiro é uma drupa, sendo na linguagem comum referida como cereja. Cada cereja agrupa duas sementes.

As espécies de café mais comercializadas são a arábica e a robusta.

O café arábica é plantado em terrenos cuja altitude se situa entre os 800 e os 2000 metros a partir do nível do mar. Este café é característico dos países da América Central e América do Sul e de alguns países de África, como a Etiópia (país originário) e o Quénia. O rendimento máximo da produção é atingido a partir do sexto ano, e pode chegar aos 2,5 kg de café verde por planta. O formato do grão é volumoso e achatado, de cor esverdeada e mede, aproximadamente, 15 milímetros.

O café robusta é cultivado em altitudes que variam entre os 600 e os 800 metros. Este café é produzido, essencialmente, nos países africanos, Índia e Vietname. A produção máxima é atingida a partir do quinto ano e pode chegar aos 2 kg de café verde por planta. O grão de café é mais arredondado, de cor acastanhada e mede entre 6 a 8 milímetros.

A figura 2.1.2 identifica os países produtores de café arábica e de café robusta. A maior parte da produção de café situa-se entre o Trópico de Câncer e o Trópico de Capricórnio.



Fonte: Café Italiano, 2013

Figura 2.1.2: Países produtores de café arábica e café robusta.

No mesmo cafeeiro podem existir diferentes graus de maturidade da cereja de café verde. Deste modo, a colheita é, normalmente, feita num processo manual, em que apenas as cerejas vermelhas deverão ser colhidas. Quando as cerejas estão vermelhas significa que já se encontram maduras.

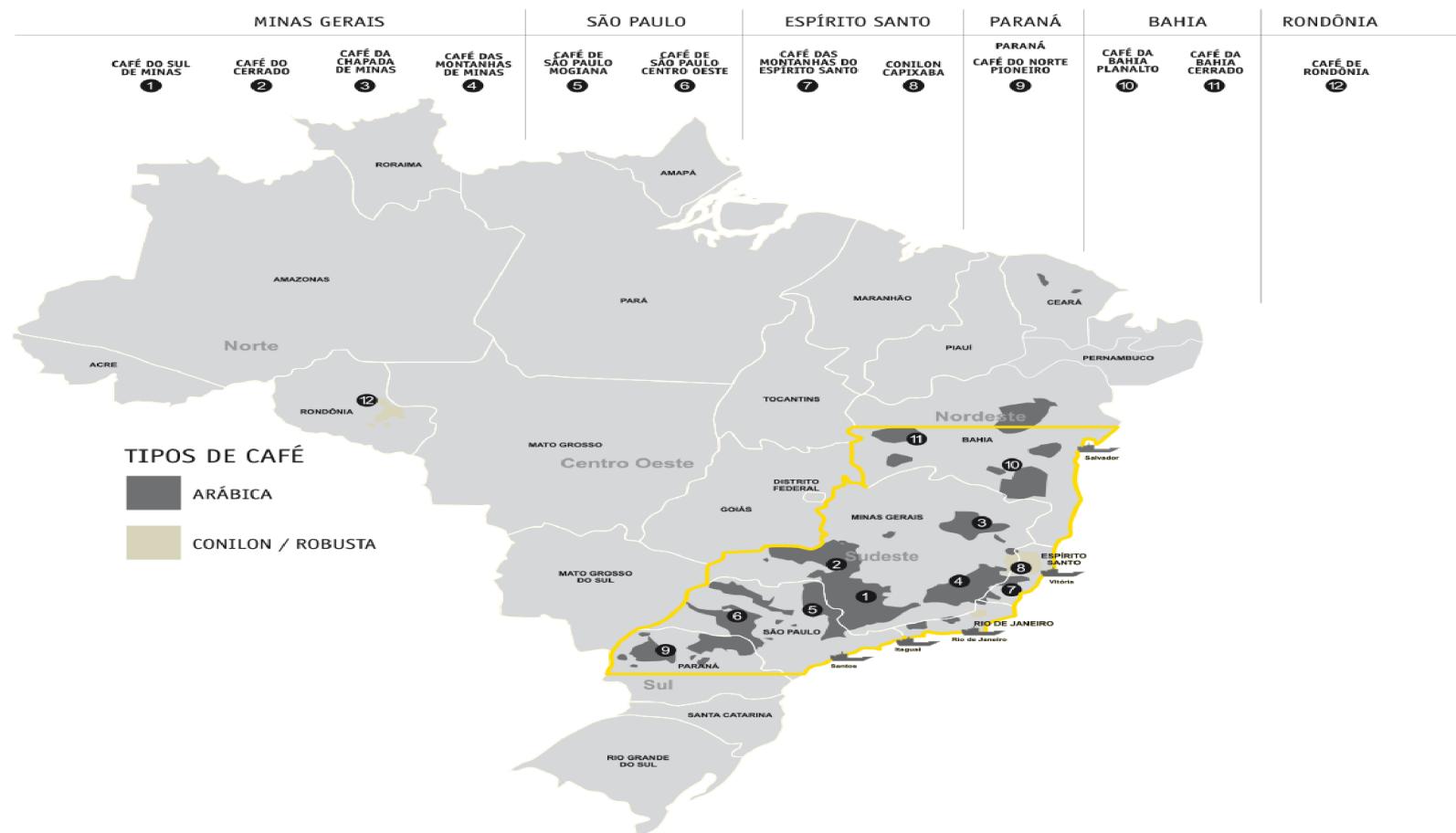
Existem dois processos distintos para separar o grão da cereja: a via húmida e a via seca.

A via húmida requer maiores investimentos, ajudando a preservar as qualidades intrínsecas dos grãos de café. A principal característica deste método consiste em extrair a polpa logo após a colheita das cerejas. Desta forma não permite que as cerejas sequem e origina menos desperdícios.

A via seca é um método mais simples e menos dispendioso. Depois da colheita das cerejas são espalhadas numa superfície de cimento, tijolo ou de palha, de forma a ficarem expostas aos raios solares. Para que não haja fermentação, as cerejas são revolvidas periodicamente. Em caso de baixas temperaturas ou de chuva, as cerejas devem ser tapadas de forma a ficarem protegidas.

A maioria dos cafés do Brasil são tratados por via seca. São várias as zonas do Brasil onde se produz café, conforme Figura 2.1.3, havendo características específicas em cada uma das zonas. Na região de S. Paulo, mais concretamente, na parte norte, o café arábica é plantado em solo arenoso com altitude entre 900 e 1000 metros, sendo um café com bastante corpo e aroma com uma doçura natural; na região do Rio de Janeiro, o café possui um sabor muito característico, denominado de sabor a rio, um paladar picante e forte; o sul de Minas é a maior região produtora de café do país, em que o café arábica é cultivado numa altitude entre 850 e 1250 metros e, à semelhança do café da região de S. Paulo, o café tem bastante corpo, aroma e pouca acidez; no Cerrado de Minas o café é plantado numa altitude entre os 800 e os 1000 metros e possui estações bem definidas, favorecendo o cultivo de cafés equilibrados em corpo e acidez; em Matas de Minas o café destaca-se como sendo muito encorpado, muito doce, com alguma acidez mas, de um modo geral, equilibrado. Nesta zona, os terrenos são acidentados dando oportunidades aos produtores para cultivarem os terrenos de altas altitudes. Desta forma, este café ganha estatuto no mercado de especiais pelas qualidades que advém do seu cultivo em altas altitudes; em Bahia, os cafés arábica são considerados como aromáticos devido aos invernos secos e à proximidade com o Equador; no Paraná são cultivados cafés arábica em altitudes entre 350 e os 900 metros e devido à colheita seletiva torna a qualidade do café superior; a região cafeeira de Espírito Santo começou com a produção de arábica, mas atualmente a sua produção dominante é de café robusta.

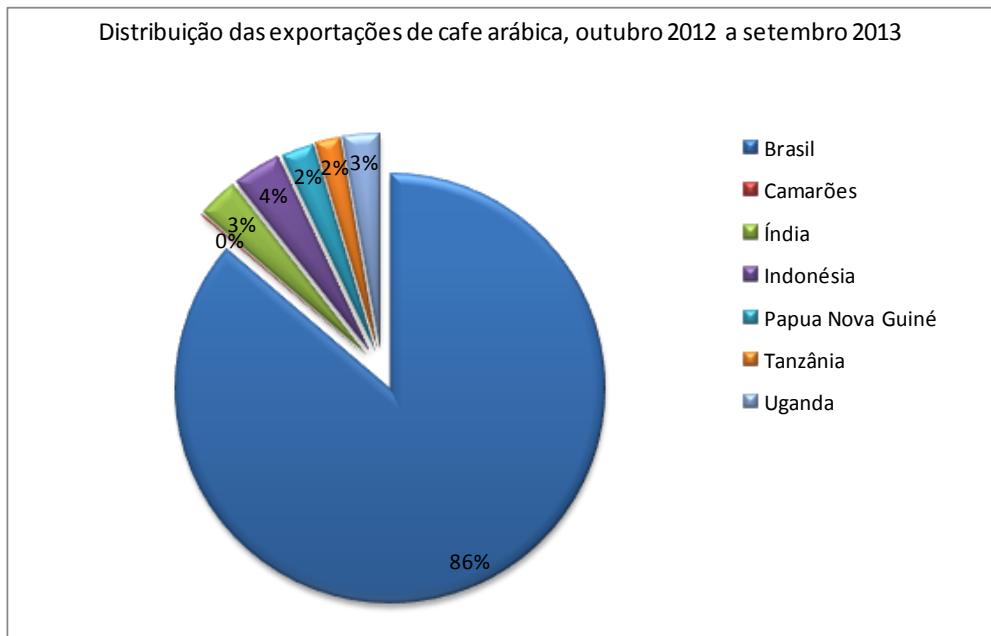
Principais Regiões Produtoras



Fonte: Bourbon, 2013

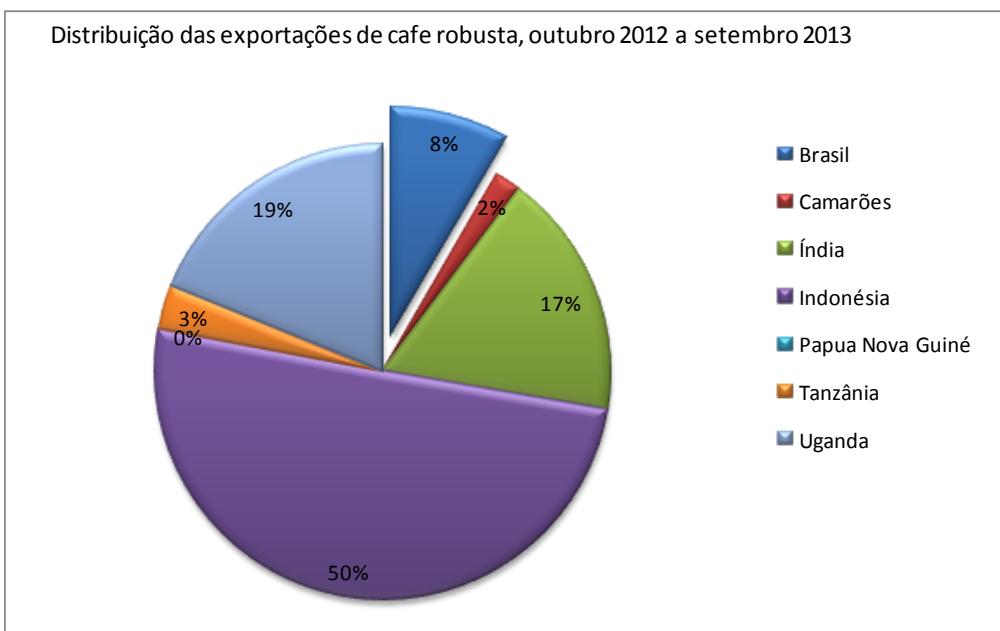
Figura 2.1.3: Principais regiões produtoras de café no Brasil.

Considerando as duas principais espécies de café, no período entre outubro 2012 a setembro 2013, o Brasil é o maior exportador mundial de café arábica e o quarto maior de café robusta (Figura 2.1.4 e 2.1.5).



Fonte: Da autora com dados extraídos da Organização Internacional do Café, 2013b.

Figura 2.1.4: Distribuição percentual das exportações de café arábica, outubro 2012 a setembro 2013.



Fonte: Da autora com dados extraídos da Organização Internacional do Café, 2013b.

Figura 2.1.5: Distribuição percentual das exportações de café robusta, outubro 2012 a setembro 2013.

A cultura do café, além da reconhecida importância histórica, destaca-se como atividade de alto valor económico e social no Brasil. No contexto histórico, o “ciclo do café” contribuiu com parte substancial da geração de *superavits* comerciais que originaram o início da industrialização brasileira, deixando de herança amplos mercados interno e externo para essa *commodity*, e um parque produtivo complexo (Farina e Zylbersztajn, 1998).

Historicamente, a volatilidade do preço do café tem sido explicada pela ocorrência de choques climáticos (principalmente no Brasil). O mercado *spot* do café caracteriza-se como sendo marcado por acentuadas flutuações de preços (Lamounier, 2007). Essas flutuações implicam que a rentabilidade nessa atividade oscile de forma significativa, o que pode proporcionar, aos investidores mais informados, um diferencial de lucro, pois as suas decisões de *hedge* e de especulação estarão baseadas em previsões mais precisas acerca do comportamento do mercado.

Lamounier (2007) estudou a existência e a magnitude dos componentes estocásticos (e/ou determinísticos) de tendência, ciclos e sazonalidade na série temporal dos preços do mercado *spot* do café brasileiro na NYBOT para a segunda metade do século passado, mais especificamente, o período compreendido entre janeiro de 1946 a dezembro de 2000.

Os resultados encontrados mostraram que a tendência nos preços do café se comporta como uma composição de tendências dos tipos determinística e estocástica, ou seja, a série de preços do café brasileiro não se comporta como estacionária no período analisado (Lamounier, 2007).

Em relação à análise da sazonalidade nos preços, Lamounier (2007) observou que para as décadas tomadas individualmente os resultados não diferiram significativamente dos verificados para todo o período. Observou, igualmente, que a sazonalidade enquanto um componente de influência no comportamento dos preços do café no mercado internacional, não é da forma determinística e regular. Pelo contrário, ela é de natureza estocástica, variando em função do período do tempo.

Coe (2006), estudou como é que a liberalização do mercado de café e da privatização de instituições reguladoras do mercado desde a década de 1990 afetou a política seguida pelos agricultores. A amostra recaiu sobre os países exportadores de café arábica. Em muitos casos, as associações constituídas por pequenos agricultores, bem como grandes grupos de agricultores, conseguiram uma certa representação. Os resultados indicaram que a participação do produtor de café nas entidades reguladoras tem um impacto positivo nos países produtores de café arábica. Em mercados onde o produto pode ser diferenciado por muitos graus de qualidade, a participação dos agricultores na entidade reguladora pode

oferecer benefícios diretos de preços mais elevados, e fornecer oportunidades em alguns dos segmentos mais pobres de modo a entrar em mercados mais rentáveis.

Por outro lado, Otero (2000) estudou as flutuações económicas e de estabilização do café na Colômbia. O setor do café, também, é bastante relevante na economia da Colômbia, sendo a principal fonte de divisas, de emprego e de valor acrescentado. A National Federation of Coffee Growers (organização privada sem fins lucrativos de produtores de café) foi fundada em 1927, e dirige o National Coffee Fund (NCF). Este fundo foi criado em 1940 com a finalidade de adquirir o excesso de produção de café, e a partir de 1950 a Federação tem usado a NCF como estabilizadora de preços.

2.2 Enquadramento do mercado cambial EUR/USD

Uma empresa importadora de café verde, cuja moeda não seja o dólar americano, está sujeita ao risco cambial. No caso de uma empresa europeia importadora de café verde, a taxa de câmbio a que está sujeita corresponde ao valor do euro em relação ao valor do dólar americano. Ou seja, o valor a pagar em dólares americanos pelo café poderá oscilar dentro do período de tempo entre a compra e o respetivo pagamento.

Cabe ao gestor da empresa importadora de café conhecer a realidade deste mercado. Quanto maior o conhecimento e informação disponível ao dispor do gestor, menor será o seu grau de incerteza ao tomar a decisão de compra de dólares em troca de euros. Aos investidores mais informados, poderá proporcionar-lhes um diferencial de lucro, pois as suas decisões de *hedge* e de especulação estarão baseadas em previsões mais precisas acerca do comportamento do mercado cambial.

Deste modo, os gestores destas empresas importadoras de café verde devem estar conscientes das oscilações não só da cotação de café verde arábica do Brasil, como também das oscilações da taxa de câmbio EUR/USD.

Segundo Couto (1995, p.13) “Taxa de câmbio é o preço relativo de uma moeda face a outra ou, dito de outra forma, é o valor de uma moeda expresso noutra”. A taxa de câmbio pode ser definida em termos diretos ou em termos indiretos. Em termos diretos, a taxa de câmbio representa o número de unidades da moeda local necessárias para comprar uma unidade de moeda estrangeira; em termos indiretos, a taxa de câmbio representa o número de unidades da moeda estrangeira necessárias para comprar uma unidade de moeda local. Neste momento, em Portugal, utiliza-se a cotação indireta.

Apergis et al. (2012) exploraram os fundamentos do mercado que determinam a taxa de câmbio dólar-euro no período compreendido entre 1999 e 2008. A taxa de câmbio é uma das variáveis económicas mais voláteis, e muitos são os fatores que a podem afetar. Todos esses fatores que afetam o mercado cambial são conhecidos como fundamentos do mercado, fundamentos económicos, ou, simplesmente, fundamentos. A taxa de juro de curto prazo está sob influência direta do Banco Central Europeu (BCE). Esta é a principal variável da política monetária do BCE e equivale à taxa de fundos federais dos EUA. O BCE ao controlar a taxa de juro pode influenciar todas as taxas de juro da zona Euro. Neste estudo os autores recorreram a testes de causalidade e testes de cointegração onde demonstraram que a taxa de juro exerce um impacto significativo sobre a taxa de câmbio. Os bancos centrais podem influenciar a taxa de câmbio, ajustando as suas políticas monetárias. Ou seja, tanto a Reserva Federal dos Estados Unidos (FED) como o Banco Central Europeu podem afetar a taxa de câmbio EUR/USD através da alteração das taxas de juro. Países com taxas de juro elevadas atraem fluxos de capital e assiste-se a uma apreciação da moeda. Por outro lado, países com taxas de juros mais baixas têm como consequência uma depreciação na moeda.

Teixeira et al. (2007) analisaram os efeitos da taxa de câmbio da moeda real em relação ao dólar americano e dos preços internacionais sobre o preço doméstico do café arábica em grão e do café solúvel no período de 1985 a 2004. O câmbio é um fator importante na competitividade de um país. No caso de uma *commodity* como o café, a instabilidade cambial afeta o preço interno e a quantidade importada. Este estudo pretendeu avaliar as influências das políticas cambiais adotadas sobre o preço dos cafés verdes e solúvel no período de 1985 a 2004. O café, exportado pelo Brasil, apresenta o seu preço doméstico influenciado pela taxa de câmbio e pelo preço internacional. Os preços internacionais de café arábica foram calculados numa média ponderada de preços negociados em Nova Iorque e na Alemanha, cujas participações foram de 80% e 20%, respetivamente. O preço doméstico do café arábica e do café solúvel, no período analisado, foi influenciado com maior relevância pelos preços internacionais do que pela taxa de câmbio. Analisando ano a ano, o preço internacional teve um maior peso para o café arábica do que para o café solúvel.

Mussa (2007) refere que na altura em que o défice comercial dos EUA aumentou, consequentemente, angariaram maiores entradas de capital em euros e noutras moedas de modo a serem financiados. Deste modo, com o objetivo de financiar o défice comercial, a oferta de dólares americanos aumentou, levando à desvalorização do dólar. Por outro lado, quanto maior for o défice comercial dos EUA, maior a incerteza de obterem financiamento. Esta incerteza acarreta um prémio de risco adicional na taxa de câmbio EUR/USD, traduzindo-se numa depreciação do dólar americano.

Mussa (2005) estudou a volatilidade do euro e do dólar americano desde a criação do euro até 2004. A volatilidade da taxa de juro de curto prazo tem efeitos moderados nos volumes de comércio, enquanto, que a de longo prazo tem consequências macroeconómicas mais graves. As oscilações da taxa de câmbio de curto prazo são imprevisíveis e difíceis de explicar. Pelo contrário, é possível encontrar fundamentos para grandes oscilações de longo prazo. Por exemplo, o aumento na taxa de inflação dos EUA, nos anos setenta, provocou o declínio na confiança da economia dos EUA e, na década de oitenta, mais concretamente entre 1980 e 1987, verificou-se uma grande oscilação do dólar americano.

Salvatore (2005) analisou as expectativas do euro antes da sua criação e a sua evolução real. As previsões exatas para a evolução do euro são difíceis de atingir por existirem causas que não são possíveis de colocar nos modelos de estimação. Basta que ocorra uma notícia relativa a algum componente macroeconómico para que se assista a uma especulação financeira e influencie o valor do euro. A desvalorização do euro pode ser justificada pelas taxas de juro elevadas nos EUA, o que atrai grandes fluxos de capital da Europa para os EUA. A fraqueza do euro agrava-se com a subida de preços do petróleo. Quando a produtividade do trabalho dos EUA aumenta, provoca uma força no dólar americano. Por outro lado, em tempos de turbulência económica, os investidores consideram os EUA como um paraíso seguro, fazendo aumentar o fluxo de capital de outros países para os EUA, originando a força do dólar.

Com o ataque terrorista, em 11 de setembro de 2001, a desvalorização do dólar americano foi visível. A imagem de paraíso seguro colocou-se em causa e os investidores retraíram-se. A taxa de juro ficou abaixo da taxa da zona euro e o défice comercial dos EUA subiu bastante.

De acordo com os estudos dos autores Apergis et al. (2012), Mussa (2007 e 2005) e Salvatore (2005), verifica-se coerência nas suas conclusões. Apergis et al. (2012) referem que quanto maior for a taxa de juro de um país, maior será a procura por essa moeda, assistindo-se a uma valorização da moeda. Mussa (2007) refere que para combater o défice comercial dos EUA, foram angariadas maiores entradas de moeda estrangeira, o que aumentou a oferta de dólares americanos, provocando uma depreciação do dólar. Mussa (2005) refere que embora seja difícil de encontrar fundamentos para volatilidades da taxa de câmbio EUR/USD de curto prazo, é possível encontrar fundamentos para volatilidades de longo prazo na taxa de câmbio EUR/USD. Nos anos 70 a taxa de inflação nos EUA aumentou, provocou um declínio na confiança e na década seguinte ocorreu uma grande oscilação no dólar americano. Salvatore (2005) vai ao encontro destas conclusões, acrescentando que o fator incerteza tem um enorme peso na apreciação ou na depreciação de uma moeda. O aparecimento de uma crise

económica, um ataque terrorista são exemplos que influenciam o valor de uma moeda, contudo são fatores difíceis de colocar na estimação futura de uma moeda.

Estes estudos mostram que os fundamentos das oscilações da taxa de câmbio EUR/USD podem ser de várias ordens. Podem estar relacionados com a taxa de juro, com a taxa de inflação, com o défice comercial dos EUA, com alterações do preço do petróleo, com os níveis de produtividade, com uma crise económica.

A literatura existente sobre este tema tem ajudado a compreender, a analisar e a justificar as oscilações nos preços de café arábica e a evolução da taxa de câmbio, ao longo de vários períodos. No entanto, os estudos existentes não consideraram, em simultâneo, oscilações nos preços de café arábica do Brasil e a evolução da taxa de câmbio EUR/USD.

2.3 Modelos de análises de séries temporais e de tendências

“Uma série temporal é um conjunto de observações para a mesma variável em diferentes pontos no tempo ou para diferentes períodos de tempo.” (Chaves et al., 2000, p. 297).

A análise de série temporal é o procedimento pelo qual são identificados os fatores relacionados com o tempo que influenciam os valores observados na série. Estes fatores podem auxiliar a interpretação e a projeção de valores da série temporal. Assim, o principal objetivo da metodologia de análise de séries temporais consiste em identificar e isolar esse conjunto de fatores para efeito de previsão, planeamento e controlo.

Chaves et al. (2000) referem que a abordagem clássica da análise das séries temporais identifica quatro componentes:

1. Tendência (T): componente de longo prazo que representa o crescimento ou o declínio de uma série temporal num período de tempo alargado;
2. Flutuações Cíclicas (C): definida como variações ondulatórias em torno da tendência, estando associada a alterações periódicas à volta desta, cujo período de réplica é substancialmente irregular, variando entre 2 a 5 anos;
3. Variações sazonais (S): definida como variações ondulatórias em torno da tendência, que são completados dentro de um ano e se repetem anualmente;
4. Movimentos irregulares (I): definida como variações erráticas a partir da tendência que não podem ser atribuídas a influências cíclicas ou sazonais.

Uma série temporal pode resultar da combinação de todos os quatro componentes ou de um subconjunto deles.

Kazmier (1982) refere que para a realização da análise da tendência, geralmente, são considerados dados de 15 ou 20 anos.

Segundo Chatfield (1996), a tendência de uma série temporal está ligada à mudança no nível médio da série a longo prazo. Quer isto dizer que, a tendência irá refletir o declínio, o crescimento ou a estabilidade do valor médio da série temporal a longo prazo.

Lamounier (2007) refere que a tendência pode ser provocada por dois tipos de fenómenos que apresentam características particulares. Conforme a sua natureza e padrão comportamental, a tendência poderá ser caracterizada como sendo do tipo determinística ou do tipo estocástica.

Uma série temporal possui uma componente estocástica, quando existe uma componente aleatória, e possui uma componente determinística, quando não existe componente aleatória e o modelo pode ser definido por funções determinísticas. As séries com componente determinística podem ser exatamente previstas no futuro, enquanto, que as séries com componente estocástica apenas se conseguem inferir o futuro através da distribuição de probabilidade, que é condicionada pelos valores do passado. Assim, a característica essencial de uma tendência determinística refere-se ao facto da variação no nível médio de uma dada variável se refletir de forma previsível.

2.3.1 Estacionariedade da série temporal

Patterson (2000) enuncia que, de modo a aplicar os modelos econométricos, é necessário verificar se as séries temporais são estacionárias. A estacionariedade poderá ser analisada através da visualização dos correlogramas, definido como o gráfico dos valores calculados das funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP). Se a série diminui rapidamente, ela pode ser estacionária. No entanto, a decisão deverá ser tomada através de dois tipos de testes diferentes: os testes de raiz unitária, em que a hipótese nula indica que a variável é não estacionária, e os testes de estacionariedade propriamente ditos, em que a hipótese nula é exatamente a da estacionariedade. O teste de Dickey-Fuller, o teste Dickey-Fuller Aumentado e o teste de Phillips-Perron são considerados testes de raiz unitária. O teste de KPSS é considerado um teste de estacionariedade propriamente dito.

Os testes de Dickey-Fuller (DF) foram criados por Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1979, 1981). O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é um teste de raiz unitária em séries

temporais e consta numa versão aumentada do teste de Dickey-Fuller. Aplica-se a modelos mais complexos de séries temporais. O teste original de Dickey-Fuller supõe que o processo é AR(1), e pode ser estendido para incorporar ao modelo a presença de novos *lags* da variável Y_t , daí denominar-se de teste de Dickey-Fuller Aumentado. A aplicação deste teste segue, em traços gerais, o mesmo mecanismo que o teste de Dickey-Fuller.

O inconveniente da aplicação do teste ADF é a especificação do número de *lags* a incluir na equação a ser testada, isto é, a ordem do modelo AR(p) a ser estimado para Y_t . De modo a escolher o número de *lags* pode-se minimizar um critério de informação, como o Critério de Informação de Akaike (AIC) (Akaike, 1973, 1974) ou Critério Bayesiano (BIC) (Akaike, 1977).

A estatística ADF, usada no teste, é um número negativo e, quanto mais negativo, mais indicativo o teste se torna de rejeitar a hipótese nula de que existe raiz unitária na série.

Nem sempre é o mais indicado para verificar a existência de raízes unitárias, por se basear no pressuposto de que os erros sejam não correlacionados e apresentam variância uniforme, ou seja, pressupõe que $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Se esse não for o caso, o teste alternativo é o teste de raízes unitárias de Phillips-Perron (1988). Ao contrário do teste ADF, o teste de Phillips-Perron não inclui termos de diferenças de *lags* mas pode também incorporar termos de tendência determinística e um intercepto. Todavia, especifica-se um termo chamado de *truncation lag*, que é relacionado ao número de períodos de correlações seriais que serão incluídas no modelo.

Kwiatkowski et al. (1992) desenvolveram o teste de KPSS, considerado um teste de estacionariedade propriamente dito. Sendo a hipótese nula a existência de estacionariedade e a hipótese alternativa, a existência de uma raiz unitária. É um teste unilateral direito, portanto, rejeita-se a hipótese nula caso o valor observado da estatística de teste seja superior ao valor crítico.

A rejeição da hipótese nula para o teste DF ou ADF e a não rejeição da hipótese nula no teste de KPSS, à partida, a série será estacionária. Por outro lado, a não rejeição da hipótese nula no teste DF ou ADF e a rejeição da hipótese nula no teste de KPSS, em princípio, a série será não estacionária. Caso as conclusões destes testes sejam contraditórias, será necessário aplicar o teste de Phillips-Perron, de forma a desempatar a decisão.

De acordo com Lamounier (2007), se as séries são não-estacionárias, os resultados da regressão podem ser espúrios e as previsões realizadas não confiáveis. Uma série temporal é estacionária quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depende apenas do *lag* (h).

Quando há estacionariedade, o fundamento da metodologia de Box e Jenkins (1970) assenta no Teorema da decomposição de Wold para séries estacionárias (Wold, 1939). Esse

teorema demonstra que todo o processo estocástico estacionário pode ser decomposto num modelo linear do tipo Média Móvel.

ARIMA é o nome dado a um modelo muito utilizado na modelização e previsões de séries temporais. O termo deriva do inglês *Autoregressive Integrated Moving Average*, que significa modelo auto-regressivo integrado de média móvel. O modelo foi sistematizado em 1970 pelos estatísticos Box e Jenkins, o que torna o modelo conhecido também por Modelo de Box-Jenkins.

O modelo ARIMA é uma generalização do modelo auto-regressivo de média móvel (ARMA). A representação ARIMA (p, d, q) refere-se, respectivamente, às ordens de auto-regressão, de integração e de média móvel:

- p é o número de termos auto-regressivos,
- d é o número de diferenças, e
- q é o número de termos da média móvel.

No caso de $d = 0$, temos o modelo ARMA(p, q), e no caso de também $q = 0$, temos o modelo AR(p). O modelo ARIMA($0, 1, 0$) é o chamado passeio aleatório (*random walk*).

ARMA é um modelo utilizado para ajustar funções com base nos seus valores passados e na média da série. O nome ARMA vem do inglês *Autoregressive Moving Average Models*, que significa Modelo auto-regressivo de médias móveis.

2.3.2 Especificação do modelo

Ramsey (1969) aplicou um teste para erros de especificação, também conhecido por teste RESET (*Regression Specification Error Test*). Este teste destina-se a situações em que ocorram erros de especificação devido à incorreta forma funcional do modelo, contemplando ainda os casos em que aqueles são devidos à omissão de variáveis explicativas relevantes. O modelo selecionado de entre vários modelos possíveis, pode ainda não ser o modelo mais apropriado, caso a sua forma funcional não seja a mais adequada.

2.3.3 Autocorrelação dos resíduos

Wooldridge (2006) refere que a autocorrelação é a relação existente entre o erro e os seus valores passados, é uma aplicação de um processo auto regressivo ao erro. No caso de se verificar autocorrelação, os estimadores são ineficientes e os testes não são válidos.

Chaves et al. (2000) indica que a autocorrelação consiste na correlação entre Y_t e Y_{t+k} , em que k representa o período de desfasamento. A base desta análise recai no coeficiente de correlação de Pearson.

Um ruído branco é um processo estacionário, cuja média do erro é zero e a sua variância é constante com ausência de autocorrelação.

Para verificar se estamos perante um ruído branco, utiliza-se o teste L Jung-Box. Este teste deriva de estudos realizados por Durbin e Watson (1950, 1951) e Box e Pierce (1970).

Durbin e Watson (1950,1951) aplicaram um teste para detetar a autocorrelação dos resíduos numa análise de regressão. A principal limitação deste teste consiste em detetar autocorrelações apenas de ordem 1, ou seja, gerados por um processo AR(1).

Box e Pierce (1970) propuseram um teste para as autocorrelações dos resíduos estimados que, apesar de não detetar quebras específicas no comportamento de ruído branco, pode indicar se esses valores são muito altos.

Ljung e Box (1978) propuseram uma pequena alteração ao teste de Box-Pierce, tornando o teste mais generalizado.

Para os testes Box-Pierce e Ljung-Box, a hipótese nula refere-se a não existência de autocorrelação conjunta. A hipótese nula será rejeitada se o valor da estatística obtida através da série for superior ao valor crítico da distribuição qui-quadrado para certo nível de significância α e graus de liberdade $gl = k$.

Como alternativa a estes testes existe o teste de Breush-Godfrey (BG). Breush (1978) e Godfrey (1978) desenvolveram um teste para a autocorrelação que não apresentam as limitações do teste Durbin-Watson. Funciona para qualquer tipo de autocorrelação (não apenas quando a sua ordem é 1), pode ser aplicado em modelos com variáveis não contemporâneas e que não apresentem zonas inconclusivas. No entanto, apresenta uma desvantagem por ser um teste assimptótico, devendo-se evitar a sua utilização em amostras de pequena dimensão.

De acordo com Ferreira (2013), os testes de autocorrelação só são válidos se o erro for homoscedástico (ver secção 2.3.3), no entanto, os testes de heteroscedasticidade só podem ser realizados após analisar a autocorrelação, o que parece ser um contra-senso. Deste modo, caso se suspeite de heteroscedasticidade, deve-se estimar as equações pelo método dos

mínimos quadrados robustos, e só depois aplicar os testes de hipótese, que permite obter testes de autocorrelação válidos. Caso se verifique a ausência de autocorrelação dos resíduos, o modelo é dinamicamente correto. Se, pelo contrário, se verificar autocorrelação dos resíduos, acrescenta-se um desfasamento e testa-se, novamente, a autocorrelação. Se, ainda assim, existir autocorrelação, acrescenta-se mais um desfasamento.

2.3.4 Homocedasticidade dos resíduos

Segundo Patterson (2000), não pode haver relação entre a variância de erro e as variáveis independentes, culminado na necessidade da variância do erro ser constante ao longo do tempo. Para que haja heteroscedasticidade é necessário que nenhuma das variáveis esteja relacionada com \hat{u}_i^2 , ou seja, que o erro seja constante e não dependa de qualquer uma das variáveis independentes.

Na presença de heteroscedasticidade, os estimadores continuam a ser não enviesados, mas deixam de ser eficientes, ou seja, as variâncias não são mínimas.

Para se testar a heterocedasticidade recorre-se a três testes diferentes: teste de Breuch-Pagan (BP); teste White; e, teste White Especial.

Breuch e Pagan (1979) desenvolveram o teste para testar a heterocedasticidade. O objetivo é verificar se \hat{u}_i^2 está ou não relacionado com todas as variáveis independentes do modelo.

O teste de Breuch-Pagan deteta possíveis linearidades na relação entre as variáveis e o erro.

White (1980) desenvolveu o teste no qual se faz a regressão de \hat{u}_i^2 sobre todas as variáveis ao quadrado e todos os produtos cruzados entre elas, detetando alguns tipos de não linearidade.

A desvantagem de se utilizar o teste de White acontece quando o número de observações é reduzido, fazendo com que a criação das variáveis ao quadrado e dos produtos cruzados entre as variáveis acabe por fazer perder graus de liberdade, o que pode impossibilitar a realização do teste.

Deste modo, surgiu uma modificação ao teste de White: teste White Especial. Para além de se recolherem os valores de \hat{u}_i e \hat{u}_i^2 , também se obtém \hat{Y}_i e \hat{Y}_i^2 .

A diferença entre o teste de White e o teste de White Especial está na regressão auxiliar utilizada para avaliar a heterocedasticidade.

A existência de heterocedasticidade tem como consequência a ineficiência dos estimadores do método dos mínimos quadrados, assim torna-se necessário corrigir os estimadores. Uma das formas de corrigir continua a ser a aplicação do método dos mínimos quadrados, mas com desvio-padrão robustos à heterocedasticidade.

2.3.5 Testes para detetar a tendência

Os testes para detetar a tendência usualmente utilizados em estudos de séries temporais são os testes de Cox-Stuart e os testes de Spearman.

Cox e Stuart (1955) introduziram um teste de tendência que é baseado no teste do sinal e permite conhecer a evolução dos dados. A partir do resultado da estatística de teste pode-se ter um indicativo de qual sinal é mais provável, ou seja, a direção da tendência pode ser avaliada ao considerar um teste unilateral.

Spearman (1904) desenvolveu um teste para séries temporais baseado no coeficiente de correlação. Este teste avalia a existência de tendência crescente ou decrescente entre as observações e o tempo. De acordo com Morettin e Toloi (2006), geralmente, o teste de Spearman é mais poderoso que o teste de Cox-Stuart.

O método da decomposição tem como objetivo identificar e isolar cada um dos componentes de uma sucessão e encontrar processos apropriados para estimar e modelar cada uma delas. As médias móveis são uma forma alternativa de obtenção da tendência ou nível de uma série temporal.

O método de Holt-Winters foi sugerido por Holt (1957) e por Winters (1960). Este método utiliza a média móvel, sendo transformada de simples em exponencial, visando representar melhor a tendência e a sazonalidade dos dados.

O filtro de Hodrick-Prescott (HP) (1997) é um filtro especializado para tendência que consiste em “alisar” a estimativa da tendência. O filtro de Hodrick e Prescott (HP) tem por objetivo obter uma estimativa suavizada de uma tendência de longo prazo de uma determinada série.

2.3.6 Modelos utilizados nas séries temporais

Nogueira e Sáfadi (2000) analisaram a série histórica de preços da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, no período de 1988 a 1998, cujo objetivo consistiu em encontrar o modelo que fornecesse a melhor previsão. A série estudada para análise foi a série histórica de preços mensais da arroba do boi gordo do estado de São Paulo, obtidos por volta do dia 20 de cada mês. O método utilizado foi o de Box e Jenkins e o modelo foi o ARIMA que devido a um fator sazonal, denomina-se SARIMA. Para verificar se o resíduo é um ruído branco foi aplicado o teste de Box-Pierce.

De acordo com a descrição anterior sobre autocorrelação dos resíduos (ver secção 2.3.2), os testes de autocorrelação só são válidos se o erro for homoscedástico. Ou seja, Nogueira e Sáfadi (2000) deveriam ter testado a homocedasticidade do resíduo.

De modo a verificar existência de tendência na série temporal, foi utilizado o teste de Cox-Stuart.

De acordo com apresentação anterior (ver secção 2.3.4), segundo Morettin e Toloi (2006), geralmente, o teste de Spearman é mais poderoso que o teste de Cox-Stuart. Ou seja, Nogueira e Sáfadi (2000), para além de gerarem o teste de Cox-Stuart, também deveriam ter usado o teste de Spearman.

Gomes e Santos (2006) estudaram as características das variações sazonais e cíclicas do preço de boi gordo, no estado de São Paulo, no período de janeiro de 1976 a dezembro de 2004. Analisaram a estacionariedade da série através do teste ADF. O método utilizado para a análise do componente cíclico foi baseado na Análise Espectral.

Andrade et al. (2011) analisaram o comportamento dos preços da manga exportada do Brasil, no período de 2004 a 2011. Analisaram a estacionariedade da série através do teste de Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS), uma variante do teste ADF. O método usado foi o de Box & Jenkins e o modelo foi o SARIMA. O teste usado para testar a autocorrelação dos resíduos foi o teste de Ljung-Box.

2.4 Aplicações aos preços do café e da taxa de câmbio EUR/USD

O café verde arábica do Brasil considerado como uma *commodity* é estudado através de séries temporais. De acordo com a apresentação anterior (secção 2.1), são destacados os estudos de Lamounier (2007), de Coe (2006) e de Otero (2000).

Lamounier (2007) verificou a existência dos componentes estocásticos e/ou determinísticos de tendência, ciclo e sazonalidade na série temporal de preços do mercado spot do café, na Bolsa de Nova Iorque, no período de janeiro de 1946 a dezembro de 2000.

Para a análise do componente de tendência, Lamounier (2007) começou por verificar a estacionariedade da série temporal através dos testes ADF.

Os resultados deste teste indicam que a série de preços do café brasileiro no mercado spot de Nova Iorque é não-estacionária em função da incidência de tendência do tipo estocástica e do tipo determinística. Ou seja, esta série temporal dos preços de café apresenta raiz unitária e é integrada de ordem em (1). Os resultados apurados pelo autor mostram que a tendência existente nos preços de café apresenta características determinísticas e características estocásticas (Lamounier, 2007). A estacionariedade da série temporal foi testada através do teste ADF e os resultados foram confirmados pelo teste de Phillips-Perron.

Para a análise do componente de ciclos nos preços de café, Lamounier (2007) utilizou a análise espectral para os dados do período de janeiro de 1946 a dezembro de 2000. Os resultados desta análise confirmaram um ciclo de média duração existente no intervalo de 22 a 44 meses. Ao dividir o período por décadas, na década de 50, verificou-se um ciclo bienal (24 meses) como o mais recorrente. Lamounier (2007) justificou este ciclo como sendo, possivelmente, o ciclo biológico do cafeiro. Na década de 60, ocorreu um ciclo de longo prazo de, aproximadamente, 60 meses de duração. Na década de 70, tornou-se a verificar um ciclo bienal. Na década de 80, observou-se um ciclo bienal como o mais marcante mas também um ciclo sazonal. Na década de 90, houve uma mudança no comportamento dos preços em termos do componente de ciclos, verificando-se um ciclo de 12 meses, que se traduziria por um ciclo sazonal.

Lamounier (2007) conclui que, relativamente ao componente de ciclos nos preços de café brasileiro, os ciclos que ocorreram de forma mais clara incidiram nas décadas de 50, 60, 70 e 80. Na década de 90, apenas se constatou sazonalidade anual dos preços de café. Tendo em consideração estes ciclos nos preços de café, Lamounier (2007) afirma que para os anos posteriores à sua análise, ou seja, posteriores ao ano de 2000, não irão ocorrer flutuações nos preços em função do componente cíclico.

Em relação à análise da sazonalidade nos preços, o método utilizado foi o de Box e Jenkins e o modelo foi o ARIMA que devido a um fator sazonal, denominando-se SARIMA. Os resultados indicaram que a natureza do componente sazonalidade é estocástica e não determinística (Lamounier, 2007).

Coe (2006) estudou como é que a liberalização do mercado de café e da privatização de instituições reguladoras do mercado desde a década de 1990 afetou a política seguida pelos

agricultores. Como variável dependente considerou os preços pagos ao produtor em relação ao preço composto pela Organização Internacional de Café, por 4 tipos de café. Como variáveis independentes considerou o PIB per capita, os custos de marketing, a intervenção do governo em marketing, o tipo de regime, conflitos civis, participação do produtor de café arábica e a participação do produtor de café robusta.

Coe (2006) começou por verificar a heterocedasticidade dos resíduos. Constatou que as variáveis independentes tipo de regime, PIB per capita, custos de marketing e intervenção do governo em marketing, estavam associadas com variância não constante nos resíduos. De modo a corrigir esta situação, foi usado o método Ordinary Least Squares (OLS) com erros padrões robustos.

De forma a determinar se os coeficientes de regressão diferem significativamente dos coeficientes das regressões, consideram o café arábica e robusta separadamente, sendo aplicado o teste de Chow. Os resultados deste teste demonstraram que as estimativas entre arábica e robusta não diferem significativamente.

Os resultados deste trabalho indicaram que a participação do produtor de café nas entidades reguladoras tem um impacto positivo nos países produtores de café arábica. Em mercados onde o produto pode ser diferenciado por muitos graus de qualidade, a participação dos agricultores na entidade reguladora pode oferecer benefícios diretos de preços mais elevados, e fornecer oportunidades em alguns dos segmentos mais pobres de modo a entrar em mercados mais rentáveis (Coe, 2006).

Otero (2000) estudou as flutuações económicas e de estabilização do café na Colômbia. Foi considerado o modelo de desequilíbrio de dois períodos de uma pequena economia aberta para analisar os efeitos de choques de preços do café temporários, previstos e permanentes.

Otero (2000), verificou que as flutuações económicas têm sido impulsionadas, principalmente, pelo comportamento do preço mundial do café. Os modelos empíricos também mostram que, na presença de imperfeições do mercado de capitais, um fundo de estabilização de preços de café neutraliza parte do efeito de um choque de preços, a curto prazo.

De acordo com o apresentado anteriormente (secção 2.2), destacam-se os estudos sobre taxa de câmbio de Apergis et al (2012), de Teixeira et al. (2007), de Mussa (2005) e de Salvatore (2005).

Apergis et al. (2012) analisaram quais os fundamentos do mercado que determinam a taxa de câmbio euro-dólar, no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2008. As observações foram mensais e o estudo inclui quatro variáveis: taxa de câmbio nominal EUR/USD; o equilíbrio global de comércio dos EUA com o resto do mundo; o diferencial de

juros entre os EUA e a Europa; e, o Preço do barril do petróleo expresso em dólares. Os autores realizaram testes de causalidade de curto e de longo prazo, que revelam tanto o grau como a direção da causalidade entre as variáveis. A causalidade permite estudar a relação entre variáveis com base em dados de séries temporais de variáveis cointegradas. De forma a aplicar os testes de cointegração, realizaram testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das variáveis. Os resultados forneceram evidências a favor da presença de uma relação de longo prazo entre as quatro variáveis. Os resultados empíricos mostram que, tanto nas provas de longo prazo como nas de curto prazo, existe uma causalidade unidirecional a partir da taxa de juro para a taxa de câmbio EUR/USD. Estes resultados implicam que a Reserva Federal dos Estados Unidos e o Banco Central Europeu podem afetar a taxa de câmbio EUR/USD, alterando as taxas de juro (Apergis et al., 2012).

Teixeira et al. (2007) avaliaram os efeitos da taxa de câmbio da moeda real em relação ao dólar americano e dos preços internacionais sobre o preço doméstico do café arábica em grão e do café solúvel no período de 1985 a 2004 através do método *shift-share*, também denominado diferencial-estrutural, usado em estudos que pretendam a determinação de taxas médias de variação e de crescimento na agricultura. Em primeiro lugar, analisaram o comportamento da taxa de câmbio de 1985 a 2004; em segundo lugar, analisaram os preços internacionais dos cafés arábica em grão verde e solúvel; em terceiro e último lugar, apresentaram os resultados da aplicação do modelo *shift-share*. Como preço internacional do café arábica em grão verde foi considerada uma média ponderada das cotações anuais, em dólares americanos por saca de 60 Kg, de Nova Iorque e da Alemanha. Os autores utilizaram duas abordagens, refletindo os efeitos no longo e curto prazo. Através do método *shift-share*, concluíram que os preços internacionais do café arábica e do café solúvel influenciam o comportamento do preço doméstico desses produtos com maior relevância do que a taxa de câmbio (Teixeira et al., 2007).

Mussa (2005) comparou a experiência da introdução do Euro com os 25 anos anteriores. Estes 25 anos foram divididos em sub-períodos de 5 anos de modo a serem comparados com os cinco primeiros anos do Euro. Para a volatilidade da taxa de câmbio de curto prazo foi considerado o desvio padrão da variação mensal do logaritmo natural da taxa de câmbio nominal: entre o euro e o dólar (de 1999 a 2003); e, entre as moedas antecessoras do euro e o dólar para os 25 anos antes de 1999. As oscilações da taxa de câmbio a curto prazo são difíceis de explicar pelo facto de serem imprevisíveis. Pelo contrário, é possível justificar as causas para grandes oscilações de longo prazo.

Salvatore (2005) analisou as expectativas sobre o euro antes da sua criação e mostrou a dificuldade em determinar a previsão exata da taxa de câmbio euro-dólar.

Relativamente às expetativas do valor do euro em relação ao valor do dólar americano, as opiniões foram muito divergentes nos diferentes economistas da altura. Em relação à previsão do valor do euro face ao dólar americano, Portes e Rey (1998) tinham previsto que o euro se apreciaria em relação ao dólar até ao final de 1999 devido às sinergias, que acreditavam que se iriam desenvolver rapidamente entre a utilização do euro em operações de câmbio e mercados de ativos financeiros da União Europeia Monetária (UEM). Portes e Rey (1998) consideraram para a sua previsão o volume de transações cambiais em euros, os fluxos transfronteiriços de títulos em euros, os fluxos transfronteiriços de património em euros, o volume de comércio e o uso internacional do euro.

Portes e Rey (1998) analisaram o futuro do euro concentrando-se nos fluxos transfronteiriços de títulos em euros e dando menor relevância às outras variáveis do seu modelo. Ou seja, previram que a criação de um mercado financeiro único na UEM iria reduzir os custos de transação na área do euro de modo que o euro se tornasse um forte rival do dólar americano. Deste modo, o euro iria apreciar rapidamente face ao dólar americano logo após a sua introdução. Esta previsão não se constatou. No dia 1 de janeiro de 1999, o euro foi criado no valor de 1,17 USD e depreciou para 0,82 USD, em outubro de 2000.

Outro modelo de forma a prever o valor da taxa de câmbio EUR/USD foi dado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) (2001). Este modelo centrou-se na taxa de câmbio EUR/USD, na conta corrente, nos fluxos líquidos de títulos, nos fluxos líquidos de património, nos investimentos estrangeiros directos na UEM, no diferencial de juros a favor da UEM, a longo prazo, no diferencial de juros a favor da UEM, a curto prazo, no crescimento relativo atual, nos retornos relativos e no crescimento relativo esperado.

Os dados utilizados pelo FMI (2001) para a previsão através deste modelo foram dados trimestrais desde 1988 dos 11 membros originais da UEM (Austrália, Bélgica, Alemanha, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Espanha, Portugal e Holanda). Os quatro países que não faziam parte da UEM eram a Grã-Bretanha, Suécia, Dinamarca e Grécia.

Também este modelo não teve êxito na previsão da taxa de câmbio EUR/USD. Apenas três variáveis explicativas do modelo foram estatisticamente significativas: fluxos líquidos de património, diferencial de juros a favor da UEM, a longo prazo e crescimento relativo esperado.

Salvatore (2005) refere que a previsão correta da evolução da taxa de câmbio EUR/USD, durante curtos períodos, é bastante difícil de acertar porque as taxas de câmbio dependem de imprevistos.

3. METODOLOGIA DE INVESTIGAÇÃO

Os objetivos, os dados, as variáveis e os métodos estatísticos são retratados neste capítulo.

3.1 Objetivos

O problema de estudo deste trabalho é o seguinte:

Qual a tendência nos preços de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD?

Tendo conhecimento das tendências, quer na cotação de café verde arábica do Brasil, quer na taxa de câmbio EUR/USD, o nível de risco da empresa importadora, na tomada de decisão da compra deste tipo de café verde, poderá ser menor do que não tendo esse conhecimento.

O presente trabalho tem como objetivo geral:

Avaliar a tendência dos preços de café verde arábica do Brasil, para o período de 16 de agosto de 1993 a 6 de agosto de 2013, e a tendência da taxa de câmbio EUR/USD, para o período de 4 de janeiro de 1999 a 6 de agosto de 2013.

Identificar os ciclos que afetam o comportamento dos preços de café verde arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD, e analisar se a tendência é de natureza positiva ou de natureza negativa sendo de extrema relevância para a decisão do gestor ao adquirir este tipo de café. No futuro, caso surja um dos factos já ocorridos no passado e que tenha influenciado a cotação deste café, o gestor ficará em alerta, tendo conhecimento da evolução da cotação daquele período. Deste modo, caso não surjam outros factos, poderá usar a evolução passada como analogia para a cotação futura. Semelhante raciocínio se poderá aplicar à evolução da taxa de câmbio EUR/USD.

Para o alcance deste objetivo foi necessário estabelecer os seguintes objetivos específicos:

- Analisar a natureza da tendência dos preços de café verde do Brasil;
- Determinar quais os ciclos que afetam, de forma mais significativa, o comportamento dos preços de café verde arábica com origem do Brasil;
- Verificar se a periodicidade desses ciclos tem sofrido variações ao longo do tempo;

- Analisar a natureza da tendência da taxa de câmbio EUR/USD;
- Determinar quais os ciclos que afetam, de forma mais significativa, a evolução das taxas de câmbio EUR/USD;
- Verificar se a periodicidade desses ciclos tem sofrido variações ao longo do tempo.

3.2 Dados e Variáveis

Para este estudo, as duas variáveis observadas são o preço do café verde arábica de origem do Brasil e a taxa de câmbio EUR/USD.

A variável preço de café verde arábica do Brasil é observada de 16 de agosto de 1993 a 06 de agosto de 2013, considerando a cotação de fecho diária. Desta forma, são apuradas 4 985 observações diárias. Estes dados diários foram recolhidos através da Organização Internacional do Café, em centavos de dólar por libra de peso. Sendo que os mesmos foram transformados em dólares americanos por Tonelada Métrica (TM). Este procedimento tem como finalidade a melhor compreensão dos dados por todas as entidades do mercado, bem como facilitará as conversões para Euros por TM².

A variável taxa de câmbio EUR/USD é observada de 4 de janeiro de 1999 a 6 de agosto de 2013, considerando a cotação de fecho diário. Assim, são apuradas 3 753 observações diárias. Estes dados foram recolhidos através da base de dados do Banco de Portugal.

Este estudo pretende analisar a variável preço de café verde arábica do Brasil, em cerca de 20 anos. Contudo, a variável taxa de câmbio EUR/USD é analisada em 14 anos e 8 meses, tendo em consideração o início desta taxa de câmbio. A introdução da moeda EURO realizou-se em 1 de janeiro de 2002, tendo sido registada a taxa de câmbio EUR/USD a partir de 4 de janeiro de 1999.

Conforme indicado anteriormente, Kazmier (1982) refere que para a realização da análise da tendência, geralmente, são considerados dados de 15 ou 20 anos. Tanto a série da cotação de café arábica do Brasil, como a série da taxa de câmbio EUR/USD respeitam este critério. A tendência da cotação de café arábica do Brasil é analisada em 20 anos e a tendência da cotação da taxa de câmbio é estudada em 14 anos e 8 meses.

² Sendo um quilograma igual a 2,2046 libras de peso, 1000 quilogramas (uma Tonelada Métrica) são 2204,60 libras de peso. Como 1 USD é 100 centavos de dólar, então 2204,60 libras de peso dividido por 100 centavos é igual a 22,046 libras por um centavo de dólar. Deste modo, às cotações de café arábica do Brasil fornecidas pela OIC, multiplica-se por 22,046 de modo a obter as cotações em USD por TM.

Os principais softwares utilizados para processamento dos dados e dos modelos econométricos foram o STATA Versão 12 e o EVIEWS Versão 7.0.

3.3 Modelos Econométricos

Os principais métodos estatísticos e econométricos são apresentados de forma a analisar a cotação de café verde arábica do Brasil e a taxa de câmbio EUR/USD.

Estacionariedade:

De acordo com Fortuna et al. (2011) é necessário verificar se a série temporal é estacionária, de modo a permitir a aplicação dos métodos econôméticos. Como testes de raiz unitária, consideram-se nesta análise os testes de Dickey-Fuller Aumentado e os testes de Phillips-Perron. Como testes de estacionariedade propriamente dito, considera-se o teste de KPSS.

Os testes de Dickey-Fuller (DF) foram criados por Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1979, 1981). A base destes testes consiste num processo auto-regressivo de ordem 1, dado por:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

A série terá uma raiz unitária quando $\rho = 1$, sendo esta a hipótese nula para o teste. De modo a trabalhar com parâmetros em torno de zero, transforma-se a equação (1), subtraindo à esquerda e à direita Y_{t-1} . Ou seja,

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_t - Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = Y_{t-1}(\rho - 1) + e_t, \text{ sendo } \theta = \rho - 1 \quad (3)$$

De acordo com a equação (3), a hipótese nula consiste em $\theta = 0$ e a hipótese alternativa em $\theta < 0$. Como o valor de θ será zero quando $\rho = 1$, a hipótese nula indica que a série tem uma raiz unitária, logo a série é não estacionária. Por outro lado, a rejeição dessa hipótese implica que a série é estacionária. Deste modo, as hipóteses a testar são:

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{Série não estacionária})$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{Série estacionária})$$

Como o teste DF é um teste unilateral esquerdo, rejeita-se a hipótese nula quando o valor observado da estatística de teste for inferior ao valor crítico. A rejeição da hipótese nula significa que a série é estacionária, enquanto que a não rejeição da mesma indica que a série tem raízes unitárias.

Como a maioria dos procedimentos de análise estatística de séries temporais supõe que estas sejam estacionárias, será necessário transformar os dados originais se estes não constituírem uma série estacionária. A transformação mais comum consiste em fazer diferenças sucessivas das séries originais até se obter uma série estacionária. Quando não se rejeita a hipótese nula para Y_t , analisa-se o comportamento em termos de estacionariedade de ΔY_t . Se esta for estacionária, então Y_t tem uma raiz unitária. Se, pelo contrário, ΔY_t não for estacionária, então calcula-se nova diferença - $\Delta^2 Y_t$. Se esta for estacionária, então ΔY_t tem uma raiz unitária e Y_t tem duas raízes unitárias.

Este teste só apresenta validade se o erro da equação (3) for um ruído branco (ver secção 2.3.2), ou seja, se o processo para escrever Y_t constituir um processo autorregressivo de ordem 1: AR(1).

De modo a verificar a existência de ruido branco, utiliza-se o teste de Ljung-Box:

$$Q = \frac{T}{T+2} \sum_{h=1}^H \frac{\hat{\rho}_h^2}{T-h} \sim X_h^2 \quad (4)$$

As hipóteses a testar são:

$$H_0 = \rho_1 = \dots = \rho_H = 0 \quad (\text{Ruído Branco})$$

$$H_1 = \text{Não } H_0$$

Quando há estacionariedade, de acordo com a metodologia de Box e Jenkins (1970), todo o processo estocástico estacionário pode ser decomposto num modelo linear do tipo Média Móvel.

ARIMA é o nome dado a um modelo muito utilizado na modelização e previsões de séries temporais. O modelo foi sistematizado em 1970 pelos estatísticos Box e Jenkins, o que torna o modelo conhecido também por Modelo de Box-Jenkins.

Especificação do modelo:

Como referido anteriormente, o teste de Ramsey pretende analisar a adequabilidade de uma forma funcional. Este teste consiste em acrescentar ao modelo original várias potências

do valor estimado para a variável dependente, para tentar detetar combinações não lineares não presentes no modelo.

Se o modelo original for

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 3 + u_t, \quad (5)$$

Acrescentam-se potências ao modelo anterior:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \delta_1 \widehat{Y}_t^2 + \delta_2 \widehat{Y}_t^3 + u_t \quad (6)$$

As hipóteses a testar são:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0 \quad (\text{Forma funcional correta})$$

$$H_1: \text{Não } H_0 \quad (\text{Forma funcional incorreta})$$

Não rejeitar a hipótese nula significa que o modelo está bem especificado. Pelo contrário, a rejeição da hipótese nula indica que o modelo não está bem especificado, sendo necessário encontrar uma nova forma funcional para o modelo. O teste de hipótese é um teste F.

Autocorrelação dos resíduos:

Na análise da modelização ARIMA é fundamental analisar a autocorrelação dos resíduos.

Caso o modelo esteja bem especificado, espera-se que os resíduos constituam um ruído branco, ou seja, que não exista correlação entre os dados de uma série.

Como referido anteriormente, a autocorrelação é a relação existente entre o erro e os seus valores passados. A consequência da existência de autocorrelação, traduz-se na ineficiência dos estimadores.

Os coeficientes de autocorrelação para diferentes desfasamentos temporais de uma variável podem ser usados para identificar padrões de comportamento expressos por uma sucessão cronológica. Se uma série tem uma tendência (ou seja, não é estacionária em média), Y_t e Y_{t-1} são muito correlacionadas, e os coeficientes de correlação tendem a ser significativamente diferentes de zero para os primeiros desfasamentos temporais e a aproximarem-se de zero quando o número de períodos desfasados entre as observações aumenta.

Um ruído branco é um processo estacionário, cuja média do erro é zero e a sua variância é constante com ausência de autocorrelação. Ou seja,

$$E(Y_t) = \mu$$

$$Var(Y_t) = \sigma^2$$

cov(Y_t, Y_{t-k}) pode depender de k mas não de t

O teste de Breuch-Godfrey tem a vantagem de permitir testar hipóteses em que a eventual autocorrelação seja gerada por processos mais complexos do que AR(1) e é aplicável em modelos auto-regressivos; em contrapartida, tem validade apenas assintótica.

Em primeiro lugar, analisa-se a existência de autocorrelação de ordem 1, sendo depois estendida a análise para autocorrelação de ordem q . Considera-se o seguinte modelo, como sendo o modelo original:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + u_t \quad (7)$$

Em segundo lugar, estima-se a equação (7).

Em terceiro lugar, obtém-se os valores para os resíduos de estimação (\hat{u}_t):

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{Y}_t \quad (8)$$

Em quarto lugar, estima-se o modelo AR(q):

$$u_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \cdots + \alpha_k X_{kt} + \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \cdots + \rho_q u_{t-q} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Sendo as hipóteses em teste:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_q = 0 \quad (\text{Não existe autocorrelação})$$

$$H_1: \text{Não } H_0 \quad (\text{Existe autocorrelação})$$

Em quinto lugar, aplica-se o teste F ou o teste LM. No teste F, rejeita-se a hipótese nula quando $F_{obs} > F_{q,n-p;\alpha}$; no teste LM rejeita-se a hipótese nula quando $LM_{obs} > \chi^2_{q;\alpha}$.

Homocedasticidade

Para que haja homocedasticidade é necessário que nenhuma das variáveis esteja relacionada com \hat{u}_i^2 , ou seja, que o erro seja constante e não dependa de qualquer uma das variáveis independentes:

Se $\text{var}(u) = \sigma^2$ ou $E(u^2|X_i) = 0$ não se verificar, então existe heterocedasticidade.

Na presença de heteroscedasticidade, os estimadores continuam a ser não enviesados, mas deixam de ser eficientes, ou seja, as variâncias não são mínimas. Caso isto aconteça, os testes normalmente utilizados para inferir não devem utilizados.

Para se testar a heterocedasticidade neste estudo recorre-se a dois testes diferentes: teste de Breuch-Pagan (PG); e, teste White .

Breuch e Pagan (1979) desenvolveram o teste para testar a heterocedasticidade. O objetivo é verificar se \hat{u}_i^2 está ou não relacionado com todas as variáveis independentes do modelo. A regressão auxiliar será:

$$\hat{u}_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1i} + \gamma_2 X_{2i} + \cdots + \gamma_k X_k + \nu_i \quad (10)$$

Neste caso será,

$$\hat{u}_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Cotação café}_{1i} + \nu_i \quad (11)$$

As hipóteses a testar são:

$$H_0: \gamma_1 = 0 \quad (\text{Existência de homocedasticidade})$$

$$H_1: \text{Não } H_0 \quad (\text{Existência de heterocedasticidade})$$

White (1980) desenvolveu o teste em que se faz a regressão de \hat{u}_i^2 sobre todas as variáveis ao quadrado e todos os produtos cruzados entre elas, detetando alguns tipos de não linearidade. A regressão auxiliar será:

$$\hat{u}_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{Y} + \gamma_2 \hat{Y}^2 + \nu_i \quad (12)$$

As hipóteses a testar são:

$$H_0: \gamma_1 = 0 \quad (\text{Existência de homocedasticidade})$$

$$H_1: \text{Não } H_0 \quad (\text{Existência de heterocedasticidade})$$

A existência de heterocedasticidade tem como consequência a ineficiência dos estimadores do método dos mínimos quadrados, ou seja, os estimadores deixam de ser BLUE (*Best Linear Unbiased Estimators*), tornando-se necessário corrigir os estimadores. Uma das formas de corrigir continua a ser a aplicação do método dos mínimos quadrados, mas com desvio-padrão robustos à heterocedasticidade.

Testes para detetar a tendência

Como referido anteriormente, Chaves et al. (2000) considera que a abordagem clássica da análise das séries temporais contém quatro componentes: tendência, flutuações cíclicas, variações sazonais e movimentos irregulares.

Destes quatro componentes, este trabalho de pesquisa incide no estudo da tendência e das flutuações cíclicas da série da cotação de café arábica do Brasil e da série da taxa de câmbio EUR/USD.

As variações sazonais não são contempladas neste trabalho de investigação atendendo aos resultados apurados por Lamounier (2007). Os resultados indicaram que a natureza do componente sazonalidade é estocástica e não determinística.

Os movimentos irregulares não serão estudados, por não haver interesse em avaliá-los nesta dissertação.

Método da decomposição:

Numa série de dados com tendência, o alisamento das observações passadas, permite separar e eliminar a aleatoriedade, facilitando a utilização da tendência para prever os valores futuros da série temporal.

O método das médias móveis permite “alisar” o comportamento da sucessão, especialmente se esta apresentar oscilações e irregularidades.

Calcula-se a média dos primeiros n períodos da série, colocando o resultado no período exatamente no centro deles. Progressivamente, vamos acrescentando um período seguinte e desprezando o primeiro da média imediatamente anterior, e calculando novas médias que vão se movendo até o fim da série. O número de períodos (n) é chamado de ordem da série.

O método de Holt-Winters é um método que também utiliza a média móvel, sendo transformada de simples em exponencial, visando representar melhor a tendência e a sazonalidade dos dados. A série analisada deverá ser a série estacionária. De modo a utilizar o método de Holt-Winters, a condição de estacionariedade da série deverá estar satisfeita (Kalekar, 2004).

Os modelos exponenciais dividem-se em dois grupos: aditivo e multiplicativo. No modelo aditivo, a amplitude da variação sazonal é constante ao longo do tempo. No modelo multiplicativo, a amplitude da variação sazonal aumenta ou diminui em função do tempo.

No modelo aditivo, as equações são descritas da seguinte forma:

$$\hat{Y}_t = (1 - \alpha)(Y_t - S_{t-s}) + \alpha(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (13)$$

$$T_t = (1 - \beta)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + \beta T_{t-1}, \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (14)$$

$$S_t = (1 - \gamma)(Y_t - \bar{Y}_t) + \gamma S_{t-s}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (15)$$

No modelo multiplicativo, as equações são descritas da seguinte forma:

$$\hat{Y}_t = (1 - \alpha) \left(\frac{Y_t}{S_{t-s}} \right) + \alpha(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (16)$$

$$T_t = (1 - \beta)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + \beta T_{t-1}, \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (17)$$

$$S_t = (1 - \gamma) \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) + \gamma S_{t-s}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (18)$$

No modelo multiplicativo, a componente sazonal é retirada ao valor da sucessão através de divisão e a avaliação mais recente do efeito sazonal é medida pelo rácio entre o valor observado e o nível no momento t .

Hodrick e Prescott (1997) propuseram um procedimento, denominado Filtro de Hodrick-Prescott, para representar uma série de tempo como a soma de um componente de tendência, que varia suavemente, e um componente cíclico. Ou seja, $Y_t = T_t + C_t$.

O filtro de Hodrick-Prescott é um procedimento de suavização de modo a encontrar o componente tendência nas séries temporais.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

A análise descritiva e a análise de resultados das séries de cotação de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD vão ser retratados neste capítulo do trabalho.

4.1 Análise Descritiva

De acordo com os quadros 4.1.1, a série temporal da cotação de café arábica do Brasil apresenta 4 985 observações diárias, cuja média da cotação é 2563,88 USD/TM.

O valor mínimo da cotação 806,31 USD/TM foi atingido em 22 de outubro de 2001 e o valor máximo de 6542,15 USD/TM, no dia 2 de maio de 2011.

A série temporal da taxa de câmbio EUR/USD conta com 3 753 observações diárias, cuja média do câmbio é 1,22.

O valor mínimo do câmbio 0,83 foi atingido em 26 de outubro de 2000 e o valor máximo de 1,60, no dia 15 de julho de 2008.

	<i>Cotação Arábica Brasil USD por TM</i>	<i>Taxa de câmbio EUR/USD</i>
Média	2563,88	1,22
Erro-padrão	16,11	0,00
Mediana	2392,87	1,26
Moda	1653,45	1,27
Desvio-padrão	1137,37	0,19
Variância da amostra	1293620,49	0,03
Intervalo	5735,84	0,77
Mínimo	806,31	0,83
Máximo	6542,15	1,60
Contagem	4985	3753

Fonte: Resultados da pesquisa

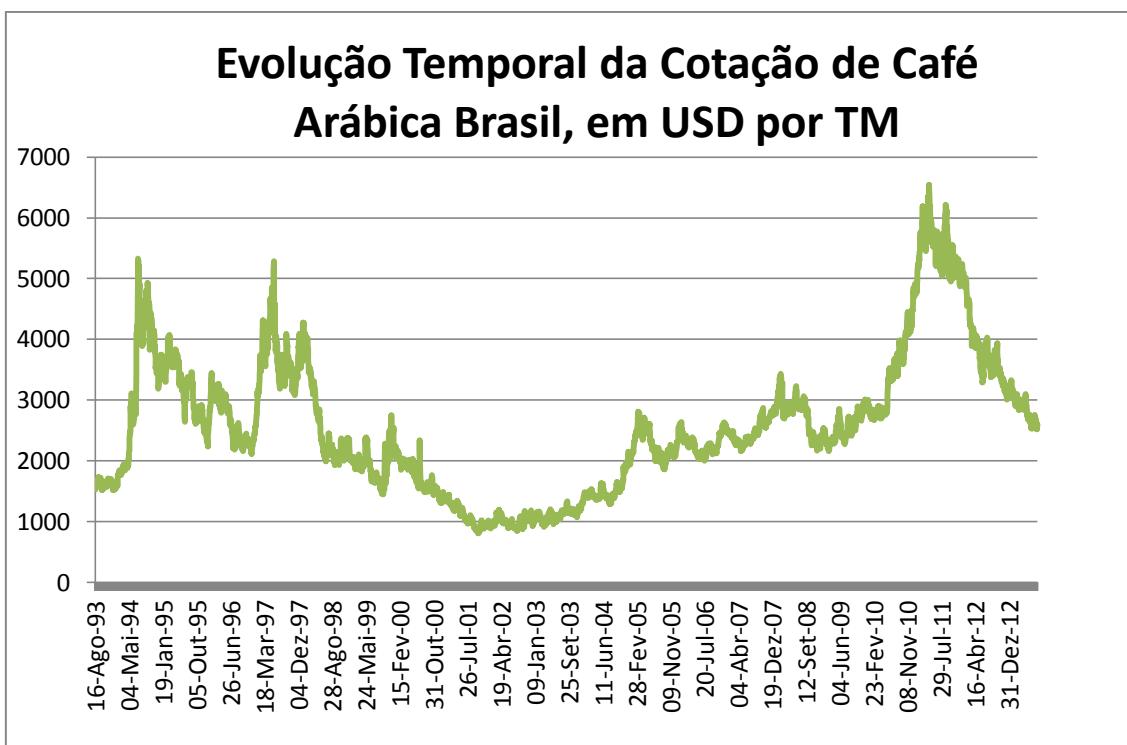
Quadro 4.1.1: Resumo estatístico da variável cotação de café arábica do Brasil, no período de 16 de agosto de 1993 a 6 de agosto de 2013 e da variável taxa de câmbio EUR/USD, no período de 4 de janeiro de 1999 a 6 agosto de 2013.

4.2 Análise dos Resultados

4.2.1 Cotação de café arábica do Brasil

Estacionariedade:

A cotação de café verde arábica do Brasil sofreu oscilações no período analisado entre 16 de agosto de 1993 e 6 de agosto de 2013 (Figura 4.2.1.1).



Fonte: Da autora com dados extraídos da Organização Internacional do Café.

Figura 4.2.1.1 – Gráfico da evolução temporal da cotação de café arábica do Brasil, de 16 agosto 1993 a 6 agosto 2013, em USD, por Tonelada Métrica.

No entanto, a simples análise do gráfico não pode ser considerada definitiva porque as informações obtidas de um gráfico de uma série temporal são meramente indicativos de possíveis padrões repetitivos do seu comportamento. Deste modo, serão apresentados a seguir testes mais rigorosos de modo a analisar aspectos ligados à tendência nos preços de café arábica do Brasil.

Todos os valores do teste ADF, sem e com tendência, são superiores ao valor crítico, ou seja, situam-se na região de não rejeição da hipótese nula. Portanto, para um nível de

significância de 5%, a série da cotação de café verde arábica do Brasil não é estacionária (Quadro 4.2.1.1).

Teste	Desfasamentos	Sem tendência	Com tendência
Teste de ADF	0	-2,154	-2,131
	1	-2,249	-2,232
	2	-2,134	-2,111
	3	-2,192	-2,174
	4	-2,224	-2,211
	Valor Crítico (5%)	-2,862	-3,411
Teste de PP	0	-2,154	-2,131
	1	-2,199	-2,180
	2	-2,181	-2,160
	3	-2,184	-2,164
	4	-2,194	-2,175
	Valor Crítico (5%)	-2,862	-3,411
Teste de KPSS	0	103,576	73,101
	1	51,834	36,585
	2	34,581	24,408
	3	25,953	18,319
	4	20,776	14,665
	Valor Crítico (5%)	0,463	0,146

Fonte: Elaborado pela autora

Quadro 4.2.1.1 – Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS com e sem tendência para a série da cotação de café arábica do Brasil.

Através do teste de Phillips-Perron, todos os valores, sem e com tendência, são superiores ao valor crítico, ou seja, estão na região de não rejeição. Assim, para um nível de significância de 5%, a série da cotação de café verde arábica do Brasil não é estacionária (Quadro 4.2.1.1).

O teste de KPSS é um teste unilateral direito, portanto, rejeita-se a hipótese nula quando o valor observado da estatística de teste é superior ao valor crítico.

Neste teste, as hipóteses são:

$$H_0: \text{série é estacionária}$$

$$H_1: \text{série não é estacionária}$$

Os valores do teste de KPSS, sem e com tendência, são superiores ao valor crítico, ou seja, situam-se na região de rejeição. Para um nível de significância de 5%, a série da cotação de café arábica do Brasil não é estacionária (Quadro 4.2.1.1).

Os resultados dos testes ADF, de Phillips-Perron e de KPSS são unâimes. Todos indicam que a série da cotação de café arábica do Brasil não é estacionária. Deste modo, analisa-se a estacionariedade da primeira diferença da série da cotação de café arábica do Brasil.

Neste caso, os valores do teste ADF são inferiores ao valor crítico, ou seja, ficam na região de rejeição. Para um nível de significância de 5%, a série das primeiras diferenças da cotação de café verde arábica do Brasil é estacionária (Quadro 4.2.1.2).

Primeira Diferença				
	Teste	Desfasamentos	Sem tendência	Com tendência
Teste de ADF	0	-67,424	-67,419	
	1	-51,466	-51,463	
	2	-40,395	-40,393	
	3	-34,462	-34,461	
	4	-32,277	-32,276	
	Valor Critico (5%)	-2,862	-3,411	
Teste de PP	0	-67,424	-67,419	
	1	-67,428	-67,423	
	2	-67,381	-67,376	
	3	-67,375	-67,370	
	4	-67,381	-67,376	
	Valor Critico (5%)	-2,862	-3,411	
Teste de KPSS	0	0,067	0,072	
	1	0,064	0,069	
	2	0,065	0,070	
	3	0,065	0,070	
	4	0,064	0,069	
	Valor Critico (5%)	0,463	0,146	

Fonte: Elaborado pela autora

Quadro 4.2.1.2 – Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS com primeira diferença, com e sem tendência para a série da cotação de café arábica do Brasil.

Para a primeira diferença, os valores do teste de Phillips-Perron são inferiores ao valor crítico, ou seja, estão na região de rejeição. Para um nível de significância de 5%, a série das primeiras diferenças da cotação de café verde arábica do Brasil é estacionária (Quadro 4.2.1.2).

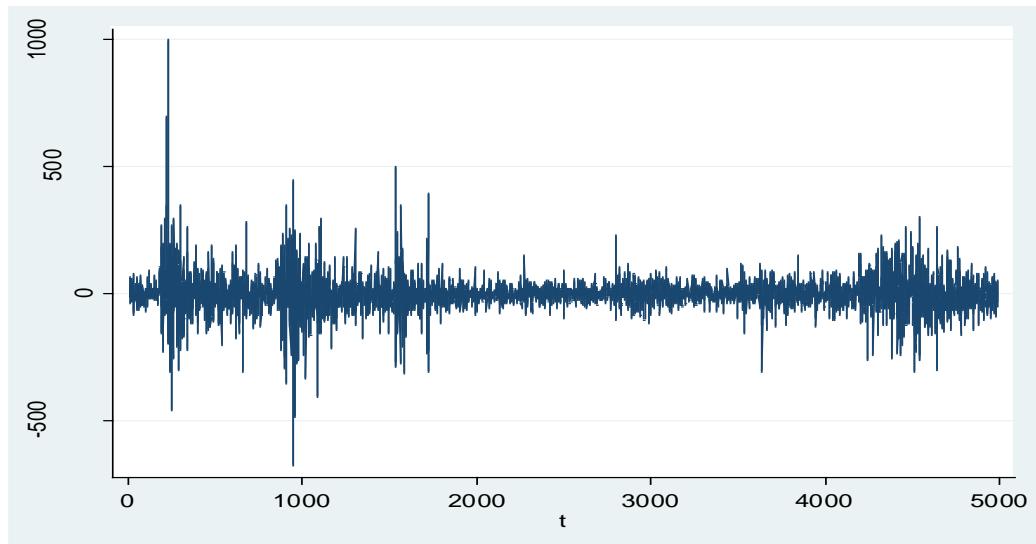
Para a primeira diferença, os valores do teste de KPSS são inferiores ao valor crítico, ou seja, estão na região de não rejeição. Para um nível de significância de 5%, as primeiras diferenças da série da cotação de café verde arábica do Brasil são estacionárias (Quadro 4.2.1.2).

Os resultados dos testes ADF, de Phillips-Perron e de KPSS relativos à primeira diferença são concordantes. Todos indicam que a série da cotação de café arábica do Brasil é estacionária de grau 1.

Os testes de raiz unitária e o teste de estacionariedade propriamente dito apresentam os mesmos resultados, sendo os resultados da estacionariedade robustos. A série da cotação de café arábica do Brasil não é estacionária, tornando-se estacionária nas primeiras diferenças. Os testes demonstraram a existência de uma raiz unitária, I(1). Sendo a primeira diferença da série estacionária, I(0).

Seleção do modelo

A série da cotação de café arábica do Brasil apresenta uma raiz unitária, I(1). O gráfico da primeira diferença da série da cotação de café arábica do Brasil é estacionária (Figura 4.2.1.2).



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.1.2: Gráfico da primeira diferença da série cotação de café arábica do Brasil.

Através da análise do correograma da série de cotação de café arábica do Brasil (Figura 4.2.1.3) verifica-se um desfasamento, ou seja, é AR(1).

As hipóteses a testar do teste de Ljung-Box são:

$$H_0 = \rho_1 = \dots = \rho_H = 0 \text{ (Ruído Branco)}$$

$$H_1 = \text{Não } H_0$$

Através do teste Q de Ljung-Box, o valor Prob>Q é inferior ao nível de significância de 5%, logo é rejeitada a hipótese nula. A série da cotação de café arábica do Brasil não é um ruído branco.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
1	0.9982	0.9982	4970.3	0.0000	-----			-----		
2	0.9963	-0.0465	9922.3	0.0000	-----					
3	0.9945	0.0534	14858	0.0000	-----					
4	0.9927	-0.0296	19776	0.0000	-----					
5	0.9908	-0.0178	24677	0.0000	-----					
6	0.9891	0.0407	29561	0.0000	-----					
7	0.9873	-0.0076	34429	0.0000	-----					
8	0.9856	0.0287	39282	0.0000	-----					
9	0.9840	0.0011	44119	0.0000	-----					
10	0.9822	-0.0422	48939	0.0000	-----					
11	0.9803	-0.0156	53743	0.0000	-----					
12	0.9784	-0.0135	58528	0.0000	-----					
13	0.9765	-0.0179	63296	0.0000	-----					
14	0.9745	0.0024	68045	0.0000	-----					
15	0.9726	0.0038	72777	0.0000	-----					
16	0.9707	0.0206	77491	0.0000	-----					
17	0.9690	0.0258	82190	0.0000	-----					
18	0.9672	-0.0189	86871	0.0000	-----					
19	0.9654	0.0221	91538	0.0000	-----					
20	0.9637	0.0026	96188	0.0000	-----					

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.1.3 – Correograma da série da cotação de café arábica do Brasil.

De acordo com a figura 4.2.1.4, o correograma da primeira diferença da série da cotação de café já se apresenta estacionária.

Através do teste Q de Ljung-Box, o valor Prob>Q é inferior ao nível de significância de 5%, logo a hipótese nula é rejeitada. A série da primeira diferença da cotação de café não é um ruído branco. Tudo indica tratar-se de um processo estacionário às diferenças.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]				[Partial Autocor]				
1	0.0456	0.0456	10.382	0.0013									
2	-0.0521	-0.0543	23.923	0.0000									
3	0.0236	0.0287	26.699	0.0000									
4	0.0221	0.0169	29.143	0.0000									
5	-0.0421	-0.0415	38.008	0.0000									
6	0.0011	0.0067	38.014	0.0000									
7	-0.0235	-0.0295	40.765	0.0000									
8	-0.0066	-0.0019	40.98	0.0000									
9	0.0418	0.0414	49.719	0.0000									
10	0.0199	0.0147	51.702	0.0000									
11	0.0081	0.0126	52.026	0.0000									
12	0.0200	0.0170	54.023	0.0000									
13	0.0003	-0.0033	54.023	0.0000									
14	-0.0085	-0.0048	54.386	0.0000									
15	-0.0214	-0.0216	56.667	0.0000									
16	-0.0297	-0.0267	61.093	0.0000									
17	0.0141	0.0181	62.088	0.0000									
18	-0.0181	-0.0230	63.719	0.0000									
19	-0.0085	-0.0034	64.079	0.0000									
20	-0.0301	-0.0343	68.618	0.0000									

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.1.4 – Correlograma das primeiras diferenças da série da cotação de café arábica do Brasil.

A próxima fase consiste em analisar 10 desfasamentos para verificar quais os desfasamentos significativos. Ou seja, analisa-se o modelo ARIMA (10,1,0) relativo à série da cotação de café.

D.coffee	Coef.	P> z
ar		
L1.	0,050	0,000
L2.	-0,053	0,000
L3.	0,026	0,001
L4.	0,022	0,031
L5.	-0,044	0,000
L6.	0,007	0,374
L7.	-0,028	0,000
L8.	-0,003	0,723
L9.	0,041	0,000
L10.	0,015	0,082

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.1.3 – Resultados do modelo ARIMA (10,1,0) da série da cotação de café arábica do Brasil.

De acordo com os resultados do modelo ARIMA (10,1,0) descrito no quadro 4.2.1.3, os desfasamentos significativos são o 1, 2, 3, 4, 5, 7 e 9.

A decisão para selecionar o melhor modelo através do critério AIC e BIC recai sobre a análise dos modelos que contém estes desfasamentos significativos.

	Modelo	AIC	BIC
	(10,1,0)	8,380	8,395
ARIMA	(5,1,5)	8,3786	8,3930
	(4,1,4)	8,3790	8,3907
	(3,1,3)	8,3801	8,3892
	(2,1,2)	8,3794	8,3859
	(1,1,1)	8,3835	8,3874
AR	(9,1,0)	8,3800	8,3930
	(7,1,0)	8,3809	8,3913
	(5,1,0)	8,3810	8,3888
	(4,1,0)	8,3823	8,3889
	(3,1,0)	8,3822	8,3874
	(2,1,0)	8,3826	8,3866
	(1,1,0)	8,3852	8,3878
MA	(0,1,9)	8,3802	8,3933
	(0,1,7)	8,3811	8,3915
	(0,1,5)	8,3806	8,3884
	(0,1,4)	8,3823	8,3888
	(0,1,3)	8,3826	8,3879
	(0,1,2)	8,3825	8,3864
	(0,1,1)	8,3849	8,3875

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.1.4 – Resultados dos critérios de seleção AIC e BIC da série estacionária da cotação de café arábica do Brasil.

Dos modelos estudados, o menor valor de AIC corresponde aos modelos ARIMA (5,1,5) e ARIMA (4,1,4) (Quadro 4.2.1.4). No entanto, nestes dois modelos existem desfasamentos que não são significativos e, consequentemente, não se tornariam no melhor modelo. Deste modo, a seleção do melhor modelo é unânime através dos critérios AIC e BIC. Ambos os critérios indicam que o modelo a selecionar é o ARIMA (2,1,2). Assim, o modelo que melhor se adapta está representado na equação (19), em que os valores dos desvios-padrão estão entre parênteses.

$$Coffee_t = 0,605 - 1,172Coffee_{t-1} - 0,784Coffee_{t-2} + 1,226\varepsilon_{t-1} + 0,799\varepsilon_{t-2} + u_t \quad (19)$$

(2,828)	(0,068)	(0,055)	(0,067)	(0,054)
---------	---------	---------	---------	---------

O modelo ARIMA (2,1,2) é um modelo de ordem 2 para a componente AR (Auto Regressivo), de ordem 1 para a componente I (Integração) e de ordem 2 para a componente MA (Média Móvel).

A observação imediatamente anterior, $Coffee_{t-1}$, indica a variação esperada na cotação de café arábica do Brasil, caso a cotação de café arábica do Brasil no momento (t-1) aumente 1 USD, admitindo as outras variáveis constantes. O seu respetivo valor (-1,172) refere que existe uma relação negativa entre estas variáveis. O aumento de 1 USD na cotação de café arábica do Brasil no momento (t-1), diminui em 1,172USD na cotação de café arábica do Brasil no momento t.

A observação com 2 lags, $Coffee_{t-2}$, indica a variação esperada na cotação de café arábica do Brasil, caso a cotação de café arábica do Brasil no momento (t-2) aumente 1 USD, admitindo as outras variáveis constantes. O seu respetivo valor (-0,784) refere que existe uma relação negativa entre estas variáveis. O aumento de 1 USD na cotação de café arábica do Brasil no momento (t-2), diminui em 0,784USD na cotação de café arábica do Brasil no momento t.

De forma a analisar o comportamento do modelo ARIMA (2,1,2), utiliza-se o teste de Ramsey para a especificação do modelo; o teste de Ljung-Box para a autocorrelação dos resíduos e; o teste de Breuch-Pagan e de White para a heterocedasticidade dos resíduos.

Especificação do modelo

Para um nível de significância de 1%, a hipótese nula não é rejeitada. Pode-se considerar que o modelo ARIMA (2,1,2) está corretamente especificado (Quadro 4.2.1.5).

	Valor	df	Prob
F-Estatística	2,72	(4,4973)	0,0281

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.1.5 – Resultados do Teste de Ramsey para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil.

Autocorrelação dos resíduos

Através do correlograma do modelo ARIMA (2,1,2) e do teste Q de Ljung-Box (Figura 4.2.1.5), constata-se que os resíduos são um ruído branco, visto os valores de *Prob* serem superiores ao nível de significância de 5%.

Como se verifica a ausência de autocorrelação nos resíduos no modelo ARIMA (2,1,2), pode-se considerar que o modelo é dinamicamente correto.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.002	-0.002	0.0170
		2	-0.005	-0.005	0.1279
		3	0.006	0.006	0.2860 0.593
		4	0.005	0.005	0.4304 0.806
		5	-0.009	-0.009	0.8241 0.844
		6	-0.023	-0.024	3.5782 0.466
		7	-0.018	-0.019	5.2626 0.385
		8	0.009	0.008	5.6244 0.467
		9	0.019	0.019	7.4509 0.383
		10	0.032	0.033	12.717 0.122
		11	0.008	0.008	13.034 0.161
		12	0.009	0.008	13.459 0.199
		13	0.012	0.011	14.170 0.224
		14	-0.015	-0.015	15.269 0.227
		15	-0.021	-0.020	17.496 0.178
		16	-0.023	-0.021	20.139 0.126
		17	0.008	0.009	20.462 0.155
		18	-0.016	-0.016	21.801 0.150
		19	-0.004	-0.005	21.894 0.189
		20	-0.035	-0.038	28.177 0.059

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.1.5 – Correlograma do modelo selecionado, ARIMA (2,1,2), para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil.

Homocedasticidade

O teste de Breuch-Pagan indica que $Prob > F = 0,0000$ é menor que o nível de significância de 5% (Quadro 4.2.1.6), assim rejeitamos a hipótese nula, ou seja, verifica-se heterocedasticidade dos resíduos.

	Valor	Prob
F-Estatistica	12,706	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.1.6 – Resultados do Teste de Breuch-Pagan para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil.

O resultado do teste de White indica que, para um nível de significância de 5%, verifica-se a presença de heterocedasticidade dos resíduos (Quadro 4.2.1.7).

	Valor	Prob
F-Estatistica	9,384	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.1.7 – Resultados do Teste de White para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil.

As conclusões dos testes BP e White são idênticas, ou seja, existe heterocedasticidade dos resíduos.

A existência de heterocedasticidade tem como consequência a ineficiência dos estimadores do método dos mínimos quadrados, ou seja, os estimadores deixam de ser BLUE (*Best Linear Unbiased Estimators*), tornando-se necessário corrigir os estimadores. Uma das formas de corrigir continua a ser a aplicação do método dos mínimos quadrados, mas com desvio-padrão robustos à heterocedasticidade.

Deste modo, obtém-se o modelo:

$$Coffee_t = 0,605 - 1,172Coffee_{t-1} - 0,784Coffee_{t-2} + 1,226\varepsilon_{t-1} + 0,799\varepsilon_{t-2} + u_t \quad (20)$$

(2,830)	(0,100)	(0,092)	(0,099)	(0,087)
---------	---------	---------	---------	---------

Sendo estes os desvios-padrão robustos, a inferência é corrigida. Desta forma, os desvio-padrão tentam corrigir esta perda de propriedade. As estimativas são as mesmas porque continua a ser utilizado o método dos mínimos quadrados, sendo a única alteração, a forma de estimação das variâncias. Este método deve ser utilizado quando se está perante grandes amostras, dado que as variâncias só são válidas assimptoticamente.

O modelo selecionado, através da equação (20), é aquele que melhor obteria previsão para valores futuros da cotação de café arábica do Brasil, de acordo com o horizonte temporal analisado.

Testes para detetar a tendência

Método de Holt-Winters

O modelo de amortecimento exponencial é adequado para séries estacionárias.

Os modelos exponenciais dividem-se em dois grupos: aditivo e multiplicativo. No modelo aditivo, a amplitude da variação sazonal é constante ao longo do tempo. No modelo multiplicativo, a amplitude da variação sazonal aumenta ou diminui em função do tempo.

Está omissa na literatura e não existe concordância na forma como se aborda a estacionariedade. No entanto, há autores que defendem que a tendência deve ser estudada com base na série estacionária, como é o caso de Kalekar, (2004).

Neste caso, a série estacionária corresponde à primeira diferença da série da cotação de café arábica do Brasil.

Neste trabalho de pesquisa, são apresentados os resultados considerando a série original (não estacionária) e a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil através do método de Holt-Winters aditivo e multiplicativo.

			Cotação de café arábica do Brasil	
			Série original	Série estacionária
Método de Holt-Winters	Aditivo	Alpha	1,000	0,000
		Beta	0,000	0,040
		Gamma	0,000	0,000
		Tendência	0,203	-0,006
	Multiplicativo	Alpha	1,000	Não é possível apurar resultados porque os valores têm de ser superiores a zero.
	Beta	0,000		
	Gamma	0,000		
	Tendência	0,203		

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.1.8 – Resultados para a série original e estacionária da cotação de café arábica do Brasil através do Modelo de Holt-Winters Aditivo e Multiplicativo.

Através do método de Holt-Winters aditivo, de acordo com o horizonte temporal estudado, de 16 agosto 1993 a 6 agosto 2013, constata-se que, considerando a série original da cotação de café arábica do Brasil, a tendência da cotação de café arábica do Brasil apresenta-se positiva. No entanto, considerando a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil, a tendência constata-se negativa. Ou seja, a série original da cotação de café

árabica do Brasil apresenta uma tendência positiva mas as diferenças da série tendem a ser cada vez menores.

Através do método de Holt-Winters multiplicativo, apenas é possível analisar os resultados da série original da cotação de café arábica do Brasil. Os resultados da série estacionária não são gerados pelo método de Holt-Winters multiplicativo porque existem valores negativos quando se calculam as primeiras diferenças da série. Desta forma, os resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo indicam que a série original da cotação de café arábica do Brasil apresenta uma tendência positiva.

No modelo aditivo, as equações são descritas da seguinte forma:

$$\hat{Y}_t = (1 - \alpha)(Y_t - S_{t-s}) + \alpha(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (21)$$

$$T_t = (1 - \beta)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + \beta T_{t-1}, \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (22)$$

$$S_t = (1 - \gamma)(Y_t - \bar{Y}_t) + \gamma S_{t-s}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (23)$$

Substituindo os valores resultantes do modelo de Holt-Winters aditivo na série original da cotação de café arábica do Brasil:

$$\hat{Y}_t = (1 - 1)(Y_t - S_{t-s}) + 1(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (24)$$

$$\hat{Y}_t = (\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (25)$$

$$T_t = (1 - 0)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + 0T_{t-1} \quad (26)$$

$$T_t = \bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1} \quad (27)$$

$$S_t = (1 - 0)(Y_t - \bar{Y}_t) + 0S_{t-s} \quad (28)$$

$$S_t = (Y_t - \bar{Y}_t) \quad (29)$$

Substituindo os valores resultantes do modelo de Holt-Winters aditivo na série estacionária da cotação de café arábica do Brasil:

$$\hat{Y}_t = (1 - 0)(Y_t - S_{t-s}) + 0(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (30)$$

$$\hat{Y}_t = (Y_t - S_{t-s}) \quad (31)$$

$$T_t = (1 - 0,040)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + 0,040T_{t-1} \quad (32)$$

$$T_t = 0,96(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + 0,040T_{t-1} \quad (33)$$

$$S_t = (1 - 0)(Y_t - \bar{Y}_t) + 0S_{t-s} \quad (34)$$

$$S_t = (Y_t - \bar{Y}_t) \quad (35)$$

No modelo multiplicativo, as equações são descritas da seguinte forma:

$$\hat{Y}_t = (1 - \alpha) \left(\frac{Y_t}{S_{t-s}} \right) + \alpha(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (36)$$

$$T_t = (1 - \beta)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + \beta T_{t-1}, \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (37)$$

$$S_t = (1 - \gamma) \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) + \gamma S_{t-s}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (38)$$

Substituindo os valores resultantes do modelo de Holt-Winters multiplicativo na série original da cotação de café arábica do Brasil:

$$\hat{Y}_t = (1 - 1) \left(\frac{Y_t}{S_{t-s}} \right) + 1(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (39)$$

$$\hat{Y}_t = (\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (40)$$

$$T_t = (1 - 0)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + 0T_{t-1} \quad (41)$$

$$T_t = (\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) \quad (42)$$

$$S_t = (1 - 0) \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) + 0S_{t-s} \quad (43)$$

$$S_t = \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) \quad (44)$$

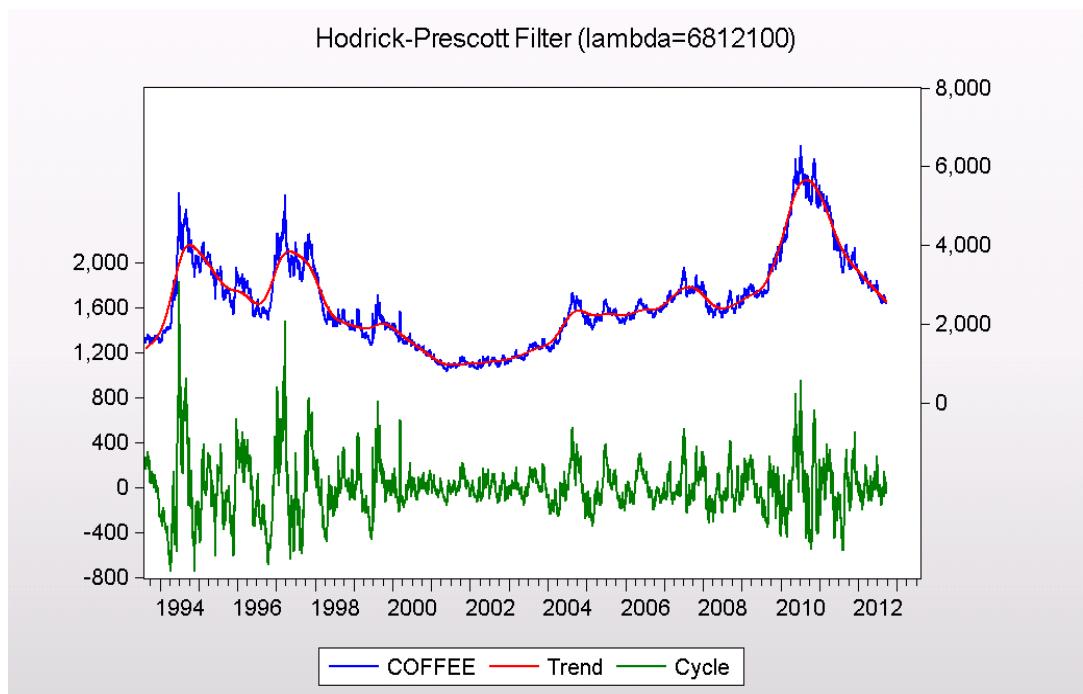
Os resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo não são possíveis de apurar através da série estacionária da cotação de café arábica do Brasil (Quadro 4.2.1.8). Deve-se ao facto da série estacionária da cotação de café arábica do Brasil apresentar valores negativos e não ser possível de gerar resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo com valores inferiores a zero.

Filtro de Hodrick-Prescott

O filtro de Hodrick-Prescott é usado para determinar a tendência de longo prazo de uma série temporal, descontando a importância das flutuações dos preços de curto prazo.

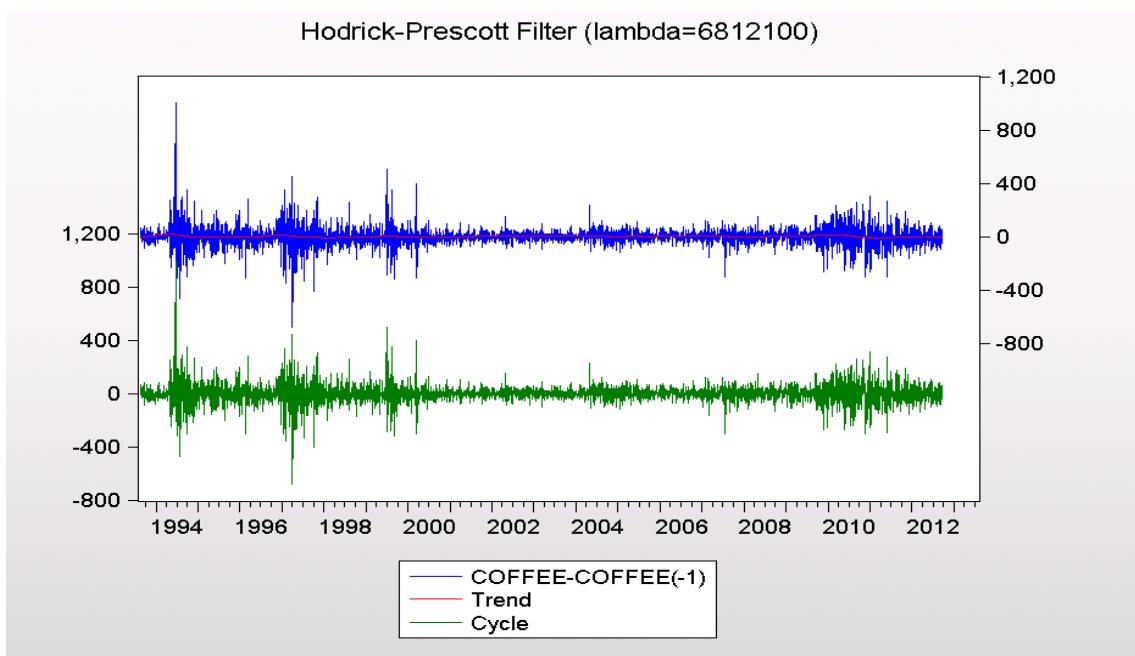
A técnica de alisamento de dados é aplicada para remover flutuações de curto prazo, revelando assim as tendências de longo prazo.

Através da análise do filtro de Hodrick-Prescott verifica-se que a cotação de café verde arábica do Brasil, no período analisado, tem sofrido grandes oscilações (Quadro 4.2.1.6).



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.1.6 – Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série original da cotação de café arábica do Brasil.



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.1.7 – Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil.

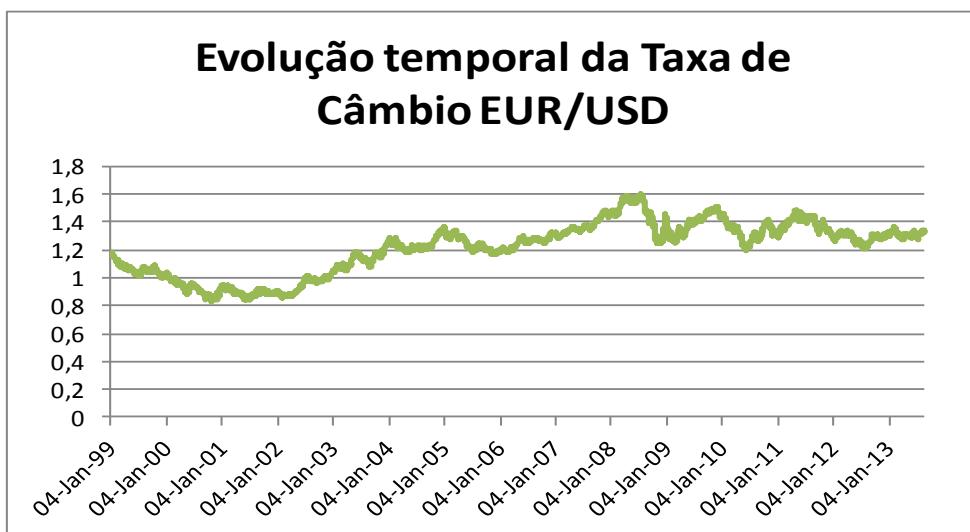
No período da amostra, os preços apresentam momentos de subidas bruscas devido a fatores climáticos. Em 1994 e 1999 houve choques climáticos no Brasil, traduzindo-se em grandes oscilações no preço. Em junho e julho de 1994 ocorreram geadas e secas que provocaram pico nos preços em 1995. Apesar destes anos terem sido atípicos, estes fatores naturais não foram excluídos da análise de dados, uma vez que um dos principais interesses do presente trabalho de pesquisa visa analisar as tendências da cotação de café arábica do Brasil.

Entre 1999 e 2004 é considerado o período mais longo de preços baixos de que se tem notícia, tornando-se conhecido como a crise do café, que teve graves consequências para as economias cafeeiras dos países exportadores. Os preços recuperaram vigorosamente depois de 2004, alcançando seus níveis mais altos em meados de 2011. Em seguida, porém, observa-se uma deterioração aguda dos preços e, ao mesmo tempo, uma alta contínua dos custos dos insumos da produção, entre os quais, em particular, os fertilizantes e a mão de obra.

Desta forma, os três ciclos que afetaram, de forma mais significativa, o comportamento dos preços de café verde arábica do Brasil correspondem aos períodos de 1994 a 1999, de 1999 a 2004 e em 2011. Os dois primeiros períodos apresentam uma periodicidade de 5 anos, embora as causas e a evolução dos preços de café sejam bastante distintas nestes ciclos.

4.2.2 Taxa de câmbio EUR/USD

A taxa de câmbio EUR/USD sofreu oscilações no período analisado entre 4 de janeiro de 1999 e 6 de agosto de 2013 (Figura 4.2.2.1).



Fonte: Da autora com dados extraídos da Organização Internacional do Café.

Figura 4.2.2.1 – Gráfico da evolução temporal da taxa de câmbio EUR/USD, de 4 janeiro 1999 a 6 agosto 2013.

Como a simples análise do gráfico não pode ser considerada definitiva, porque as informações obtidas de um gráfico de uma série temporal são meramente indicativos de possíveis padrões repetitivos do seu comportamento, serão assim apresentados a seguir testes mais rigorosos de modo a analisar aspectos ligados à tendência na taxa de câmbio EUR/USD.

Estacionariedade:

Todos os valores do teste ADF, sem tendência, são superiores ao valor crítico, ou seja, ficam na região de não rejeição. Portanto, para um nível de significância de 5%, a série da taxa de câmbio EUR/USD não é estacionária (Quadro 4.2.2.1).

Por outro lado, nem todos os valores do teste ADF, com tendência, são superiores ao valor crítico. Com o segundo desfasamento, para um nível de significância de 5%, a série parece ser estacionária. No entanto, para os restantes desfasamentos, a série da taxa de câmbio EUR/USD parece ser não estacionária (Quadro 4.2.2.1).

Teste	Desfasamentos	Sem tendência	Com tendência
Teste de ADF	0	-1,456	-2,593
	1	-2,130	-3,248
	2	-1,884	-3,501
	3	-2,331	-3,393
	4	-1,240	-2,308
	Valor Critico (5%)	-2,862	-3,411
Teste de PP	0	-1,466	-2,607
	1	-1,461	-2,600
	2	-1,459	-2,598
	3	-1,458	-2,596
	4	-1,455	-2,593
	Valor Critico (5%)	-2,862	-3,411
Teste de KPSS	0	5,775	0,948
	1	133,130	21,261
	2	88,789	14,191
	3	66,615	10,654
	4	53,311	8,532
	Valor Critico (5%)	0,463	0,146

Fonte: Elaborado pela autora.

Quadro 4.2.2.1 – Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS com e sem tendência para a série da taxa de câmbio EUR/USD.

Através do teste de Phillips-Perron, todos os valores, sem e com tendência, são superiores ao valor crítico, ou seja, estão na região de não rejeição. Assim, para um nível de significância de 5%, a série da taxa de câmbio EUR/USD não é estacionária (Quadro 4.2.2.1).

O teste de KPSS é um teste unilateral direito, portanto, rejeita-se a hipótese nula quando o valor observado da estatística de teste é superior ao valor crítico.

Neste teste, as hipóteses são:

$$H_0: \text{série é estacionária}$$

$$H_1: \text{série não é estacionária}$$

Os valores do teste de KPSS, sem e com tendência, são superiores ao valor crítico, ou seja, ficam na região de rejeição. Para um nível de significância de 5%, a série da taxa de câmbio EUR/USD não é estacionária (Quadro 4.2.2.1).

Com exceção do segundo desfasamento com tendência do teste ADF, os resultados dos testes ADF, de Phillips-Perron e de KPSS são unâimes. Todos indicam que a série da taxa de câmbio EUR/USD não é estacionária. Deste modo, analisa-se a estacionariedade da primeira diferença da série.

Neste caso, os valores do teste ADF são inferiores ao valor crítico, ou seja, ficam na região de rejeição. Para um nível de significância de 5%, a série da taxa de câmbio tornou-se estacionária (Quadro 4.2.2.2).

Primeira Diferença				
Teste	Desfasamentos	Sem tendência	Com tendência	
Teste de ADF	0	-61,441	-61,434	
	1	-43,877	-43,873	
	2	-35,115	-35,112	
	3	-30,688	-30,685	
	4	-26,719	-26,717	
	Valor Critico (5%)	-2,862	-3,411	
Teste de PP	0	-61,441	-61,434	
	1	-61,441	-61,434	
	2	-61,442	-61,435	
	3	-61,441	-61,434	
	4	-61,441	-61,434	
	Valor Critico (5%)	-2,862	-3,411	
Teste de KPSS	0	0,102	0,107	
	1	0,105	0,108	
	2	0,106	0,109	
	3	0,106	0,108	
	4	0,106	0,109	
	Valor Critico (5%)	0,463	0,146	

Fonte: Elaborado pela autora.

Quadro 4.2.2.2 – Resultados do teste ADF, teste de PP e teste de KPSS, com primeira diferença, com e sem tendência para a série da taxa de câmbio EUR/USD.

Para a primeira diferença, os valores do teste de Phillips-Perron são inferiores ao valor crítico, ou seja, estão na região de rejeição. Para um nível de significância de 5%, a série da taxa de câmbio EUR/USD tornou-se estacionária (Quadro 4.2.2.2).

Para a primeira diferença, os valores do teste de KPSS são inferiores ao valor crítico, ou seja, estão na região de não rejeição. Para um nível de significância de 5%, a série da taxa de câmbio EUR/USD tornou-se estacionária (Quadro 4.2.2.2).

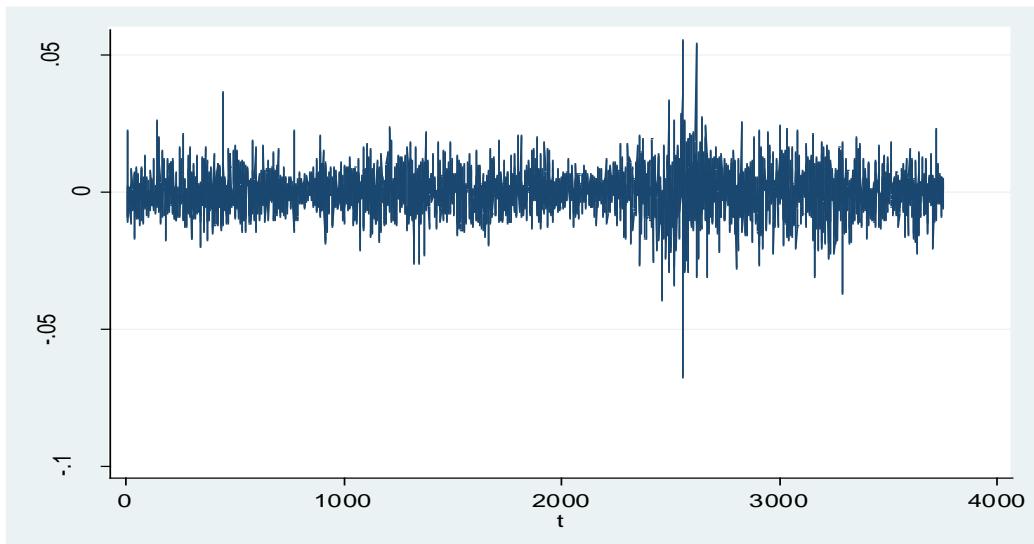
Os resultados dos testes ADF, de Phillips-Perron e de KPSS relativos à primeira diferença são concordantes. Todos indicam que a série da taxa de câmbio EUR/USD é estacionária.

Os testes de raiz unitária e o teste de estacionariedade propriamente dito apresentam os mesmos resultados, sendo os resultados da estacionariedade robustos. A série da taxa de câmbio EUR/USD não é estacionária, tornando-se estacionária na primeira diferença. Os testes demonstraram a existência de uma raiz unitária, I(1). Sendo a primeira diferença da série estacionária, I(0).

Seleção do modelo

A série da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma raiz unitária, I(1).

O gráfico da primeira diferença da série da taxa de câmbio EUR/USD (Figura 4.2.2.2) é estacionária.



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.2.2: Gráfico da primeira diferença da série da taxa de câmbio EUR/USD.

Através do correlograma da série da taxa de câmbio EUR/USD (Figura 4.2.2.3) verifica-se um desfasamento, ou seja, é AR(1).

As hipóteses a testar do teste de Ljung-Box são:

$$H_0 = \rho_1 = \dots = \rho_H = 0 \text{ (Ruído Branco)}$$

$$H_1 = \text{Não } H_0$$

Através do teste Q de Ljung-Box, o valor Prob>Q é inferior ao nível de significância de 5%, logo rejeita-se a hipótese nula. A série da taxa de câmbio EUR/USD não é um ruído branco.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1	0	1
<hr/>												
1	0.9990	0.9991	3748.6	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
2	0.9980	0.0030	7490.8	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
3	0.9971	0.0114	11227	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
4	0.9961	-0.0161	14957	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
5	0.9951	0.0075	18680	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
6	0.9941	-0.0272	22396	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
7	0.9931	0.0019	26106	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
8	0.9920	-0.0189	29810	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
9	0.9909	-0.0214	33506	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
10	0.9899	0.0307	37195	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
11	0.9889	0.0267	40878	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
12	0.9880	0.0230	44555	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
13	0.9869	-0.0579	48225	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
14	0.9859	-0.0042	51888	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
15	0.9848	-0.0076	55545	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
16	0.9837	-0.0111	59194	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
17	0.9826	-0.0078	62836	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
18	0.9816	0.0100	66471	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
19	0.9804	-0.0298	70099	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
20	0.9793	-0.0064	73719	0.0000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.2.3 – Correlograma da série da taxa de câmbio EUR/USD.

De acordo com a figura 4.2.2.4, o correlograma da primeira diferença da série da taxa de câmbio já se apresenta estacionária.

Através do teste Q de Ljung-Box, os primeiros onze desfasamentos apresentam um valor Prob>Q superior ao nível de significância de 5%, logo não se rejeita a hipótese nula. A série da primeira diferença da taxa de câmbio EUR/USD é um ruído branco, o que é impossível de modelizar. É um processo estacionário às diferenças.

Do desfasamento doze ao desfasamento vinte constata-se que o valor Prob>Q é inferior ao nível de significância de 5%, logo rejeita-se a hipótese nula. A série da primeira diferença da taxa de câmbio EUR/USD não é um ruído branco. É um processo estacionário às diferenças.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1	[Autocorrelation]	[Partial Autocor]
1	-0.0034	-0.0034	.04465	0.8326								
2	-0.0119	-0.0119	.5723	0.7512								
3	0.0157	0.0156	1.5017	0.6819								
4	-0.0079	-0.0080	1.738	0.7838								
5	0.0263	0.0267	4.3461	0.5007								
6	-0.0021	-0.0024	4.3625	0.6277								
7	0.0175	0.0184	5.5179	0.5970								
8	0.0217	0.0209	7.2959	0.5051								
9	-0.0321	-0.0312	11.182	0.2634								
10	-0.0262	-0.0272	13.757	0.1844								
11	-0.0222	-0.0234	15.605	0.1564								
12	0.0576	0.0574	28.084	0.0054								
13	0.0045	0.0037	28.161	0.0086								
14	0.0039	0.0071	28.219	0.0133								
15	0.0121	0.0106	28.768	0.0172								
16	0.0046	0.0073	28.848	0.0250								
17	-0.0097	-0.0105	29.203	0.0327								
18	0.0284	0.0292	32.24	0.0206								
19	0.0089	0.0058	32.537	0.0272								
20	0.0045	0.0004	32.614	0.0372								

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.2.4 – Correlograma da primeira diferença da série da taxa de câmbio EUR/USD.

A próxima fase consiste em analisar do desfasamento 12 ao desfasamento 20 para verificar quais os desfasamentos significativos.

D.coffee	Coef.	P> z
ar		
L12.	0,058	0,000
L13.	0,003	0,832
L14.	0,007	0,582
L15.	0,010	0,496
L16.	0,007	0,612
L17.	-0,010	0,470
L18.	0,029	0,042
L19.	0,006	0,672
L20.	0,000	0,979

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.2.3 – Resultados do modelo ARIMA (20,1,0) da série da taxa de câmbio EUR/USD.

De acordo com os resultados do modelo ARIMA (20,1,0) descrito na Quadro 4.2.2.3, os desfasamentos significativos são o 12 e 18.

A decisão para selecionar o melhor modelo através do critério AIC e BIC recai sobre a análise dos modelos que contém estes desfasamentos significativos.

Modelo	AIC	BIC
(20,1,0)	-9,6489	-9,6140
d.cambio	AR (12 18)	-9,6538
	AR (12)	-9,6536
	AR (18)	-9,6510
	MA (12 18)	-9,6539
	MA (12)	-9,6537
	MA (18)	-9,6510

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.2.4 – Resultados dos critérios de seleção AIC e BIC da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

Através do critério AIC (Quadro 4.2.2.4), os melhores modelos seriam os MA (12 18) e MA (12). Assim, os melhores modelos são:

$$MA(12 18): \Delta Cambio_t = 0,00004 + 0,0601\Delta Cambio_{t-12} + 0,0271\Delta Cambio_{t-18} + \varepsilon_t \quad (45)$$

$$MA(12): \Delta Cambio_t = 0,00004 + 0,0612\varepsilon_{t-12} + u_t \quad (46)$$

O modelo MA (12 18) é um modelo de ordem 12 para a componente AR (Auto Regressivo), de ordem 1 para a componente I (Integração) e de ordem 18 para a componente MA (Média Móvel).

O modelo MA (12) é um modelo de ordem 0 para a componente AR (Auto Regressivo), de ordem 1 para a componente I (Integração) e de ordem 12 para a componente MA (Média Móvel).

Especificação do modelo

Para um nível de significância de 5%, a hipótese nula não é rejeitada. Pode-se aceitar que o modelo MA (12 18) está corretamente especificado (Quadro 4.2.2.5).

	Valor	df	Prob
F-Estati	1,719	(1,3748)	0,1899

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.2.5 – Resultados do Teste de Ramsey para o modelo MA(12 18) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

Para um nível de significância de 5%, a hipótese nula não é rejeitada. Pode-se considerar que o modelo MA (12) está corretamente especificado (Quadro 4.2.2.6).

	Valor	df	Prob
F-Estati	0,0004	(1,3749)	0,9841

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.2.6 – Resultados do Teste de Ramsey para o modelo MA(12) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

Autocorrelação dos resíduos

Através do correlograma do modelo MA (12 18) e do teste Q de Ljung-Box (Figura 4.2.2.5), constata-se que os resíduos são um ruído branco, visto os valores de Prob serem superiores ao nível de significância de 5%.

Como se verifica a ausência de autocorrelação nos resíduos no modelo MA (12 18), pode-se considerar que o modelo é dinamicamente correto.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.002	-0.002	0.0205
		2	-0.011	-0.011	0.4620
		3	0.017	0.017	1.5450 0.214
		4	-0.010	-0.010	1.8861 0.389
		5	0.026	0.026	4.4394 0.218
		6	-0.003	-0.003	4.4715 0.346
		7	0.016	0.017	5.4023 0.369
		8	0.023	0.022	7.3963 0.286
		9	-0.032	-0.031	11.144 0.132
		10	-0.026	-0.027	13.771 0.088
		11	-0.021	-0.022	15.466 0.079
		12	-0.002	-0.002	15.476 0.116
		13	0.003	0.001	15.503 0.161
		14	0.006	0.007	15.619 0.209
		15	0.011	0.011	16.053 0.246
		16	0.004	0.006	16.129 0.306
		17	-0.010	-0.007	16.470 0.352
		18	0.001	0.001	16.472 0.421
		19	0.008	0.006	16.688 0.476
		20	0.004	0.002	16.756 0.540

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.2.5 – Correlograma do modelo selecionado MA(12 18) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

Através do correlograma do modelo MA(12) e do teste Q de Ljung-Box (Figura 4.2.2.6), constata-se que os resíduos são um ruído branco, visto os valores de *Prob* serem superiores ao nível de significância de 5%.

Como se verifica a ausência de autocorrelação nos resíduos no modelo MA (12), pode-se considerar que o modelo é dinamicamente correto.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.002	-0.002	0.0208
		2	-0.011	-0.011	0.4447
		3	0.017	0.017	1.5295
		4	-0.009	-0.010	1.8678
		5	0.026	0.026	4.3985
		6	-0.004	-0.004	4.4467
		7	0.016	0.016	5.3523
		8	0.022	0.021	7.1850
		9	-0.033	-0.032	11.167
		10	-0.025	-0.026	13.562
		11	-0.022	-0.023	15.343
		12	-0.002	-0.002	15.357
		13	0.004	0.003	15.414
		14	0.005	0.007	15.515
		15	0.011	0.012	16.013
		16	0.004	0.005	16.068
		17	-0.009	-0.007	16.382
		18	0.028	0.028	19.336
		19	0.007	0.006	19.513
		20	0.004	0.002	19.563
					0.421

Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.2.6 – Correlograma do modelo selecionado MA(12) para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

Homocedasticidade

No modelo MA(12 18), o teste de White indica que $Prob > F = 0,0002$ é menor que o nível de significância de 5% (Quadro 4.2.2.7), assim rejeitamos a hipótese nula, ou seja, verifica-se heterocedasticidade dos resíduos.

	Valor	Prob
F-Estati	3,532	0,0002

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.2.7 – Resultados do Teste de White para o modelo MA(12 18) da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

No modelo MA(12), o teste de White indica que $Prob > F = 0,007$ é menor que o nível de significância de 5% (Quadro 4.2.2.8), assim rejeitamos a hipótese nula, ou seja, verifica-se heterocedasticidade dos resíduos.

	Valor	Prob
F-Estati	3,499	0,007

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.2.8 – Resultados do Teste de White para o modelo MA(12) da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

A existência de heterocedasticidade tem como consequência a ineficiência dos estimadores do método dos mínimos quadrados, ou seja, os estimadores deixam de ser BLUE (*Best Linear Unbiased Estimators*), tornando-se necessário corrigir os estimadores. Uma das formas de corrigir continua a ser a aplicação do método dos mínimos quadrados, mas com desvio-padrão robustos à heterocedasticidade.

Deste modo, obtém-se os modelos:

$$MA(12\ 18): \Delta Cambio_t = 0,00004 + 0,0601\Delta Cambio_{t-12} + 0,0271\Delta Cambio_{t-18} + \varepsilon_t \quad (47)$$

(0,0001)	(0,0183)	(0,0193)
----------	----------	----------

$$MA(12): \Delta Cambio_t = 0,00004 + 0,0612\varepsilon_{t-12} + u_t \quad (48)$$

(0,0001)	(0,0183)
----------	----------

Sendo estes os desvios-padrão robustos, a inferência é corrigida. Desta forma, os desvio-padrão tendem corrigir esta perda de propriedade. As estimativas são as mesmas porque continua a ser utilizado o método dos mínimos quadrados, sendo a única alteração, a forma de estimação das variâncias. Este método deve ser utilizado quando se está perante grandes amostras, dado que as variâncias só são válidas assimptoticamente.

Os modelos selecionados, através da fórmula (47) e (48), são aqueles que melhor obteriam previsão para valores futuros da taxa de câmbio EUR/USD, de acordo com o horizonte temporal analisado.

Testes para detetar a tendência

Método de Holt-Winters

Para o estudo da tendência da taxa de câmbio EUR/USD mantém-se a linha de raciocínio feita para o estudo da tendência da cotação de café arábica do Brasil. Desta forma, analisam-se os resultados pelo método de Holt-Winters aditivo e multiplicativo na série original e na série estacionária.

Considerando o método de Holt-Winters aditivo, a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma tendência positiva de 1,31E-06 (Quadro 4.2.2.9).

			Câmbio EUR/USD	
			Série original	Série estacionária
Método de Holt-Winters	Aditivo	Alpha	1,000	0,010
		Beta	0,000	0,000
		Gamma	0,000	0,000
		Tendência	4,35E-05	1,31E-06
	Multiplicativo	Alpha	1,000	Não é possível apurar resultados porque os valores têm de ser superiores a zero.
	Beta	0,000		
	Gamma	0,000		
	Tendência	4,35E-05		

Fonte: Resultados da pesquisa

Quadro 4.2.2.9 – Resultados para a série original e estacionária da taxa de câmbio EUR/USD através do Modelo de Holt-Winters Aditivo e Multiplicativo.

Através do método de Holt-Winters aditivo, de acordo com o horizonte temporal estudado, de 4 janeiro 1999 a 6 agosto 2013, constata-se que, considerando a série original da taxa de câmbio EUR/USD, a tendência da taxa de câmbio EUR/USD apresenta-se positiva. Considerando a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD, a tendência também se constata positiva. Ou seja, a série original da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma tendência positiva e as diferenças entre os *lags* da série tendem a ser crescentes.

Através do método de Holt-Winters multiplicativo, apenas é possível analisar os resultados da série original da taxa de câmbio EUR/USD. Os resultados da série estacionária não são gerados pelo método de Holt-Winters multiplicativo porque existem valores negativos ao efetuar-se as primeiras diferenças da série. Desta forma, os resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo indicam que a série original da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma tendência positiva.

No modelo aditivo, as equações são descritas da seguinte forma:

$$\hat{Y}_t = (1 - \alpha)(Y_t - S_{t-s}) + \alpha(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (49)$$

$$T_t = (1 - \beta)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + \beta T_{t-1}, \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (50)$$

$$S_t = (1 - \gamma)(Y_t - \bar{Y}_t) + \gamma S_{t-s}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (51)$$

Substituindo os valores resultantes do modelo de Holt-Winters aditivo na série original da taxa de câmbio EUR/USD:

$$\hat{Y}_t = (1 - 1)(Y_t - S_{t-s}) + 1(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (52)$$

$$\hat{Y}_t = (\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (53)$$

$$T_t = (1 - 0)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + 0T_{t-1} \quad (54)$$

$$T_t = (\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) \quad (55)$$

$$S_t = (1 - 0)(Y_t - \bar{Y}_t) + 0S_{t-s} \quad (56)$$

$$S_t = (Y_t - \bar{Y}_t) \quad (57)$$

Substituindo os valores resultantes do modelo de Holt-Winters aditivo na série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD:

$$\hat{Y}_t = (1 - 0,01)(Y_t - S_{t-s}) + 0,01(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (58)$$

$$\hat{Y}_t = 0,99(Y_t - S_{t-s}) + 0,01(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (59)$$

$$T_t = (1 - 0)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + 0T_{t-1} \quad (60)$$

$$T_t = (\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) \quad (61)$$

$$S_t = (1 - 0)(Y_t - \bar{Y}_t) + 0S_{t-s} \quad (62)$$

$$S_t = (Y_t - \bar{Y}_t) \quad (63)$$

No modelo multiplicativo, a amplitude da variação sazonal aumenta ou diminui em função do tempo.

No modelo multiplicativo, as equações são descritas da seguinte forma:

$$\hat{Y}_t = (1 - \alpha) \left(\frac{Y_t}{S_{t-s}} \right) + \alpha(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (64)$$

$$T_t = (1 - \beta)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + \beta T_{t-1}, \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (65)$$

$$S_t = (1 - \gamma) \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) + \gamma S_{t-s}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (66)$$

Substituindo os valores resultantes do modelo de Holt-Winters multiplicativo na série original da taxa de câmbio EUR/USD:

$$\hat{Y}_t = (1 - 1) \left(\frac{Y_t}{S_{t-s}} \right) + 1(\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (67)$$

$$\hat{Y}_t = (\bar{Y}_{t-1} + T_{t-1}) \quad (68)$$

$$T_t = (1 - 0)(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) + 0T_{t-1} \quad (69)$$

$$T_t = (\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-1}) \quad (70)$$

$$S_t = (1 - 0) \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) + 0S_{t-s} \quad (71)$$

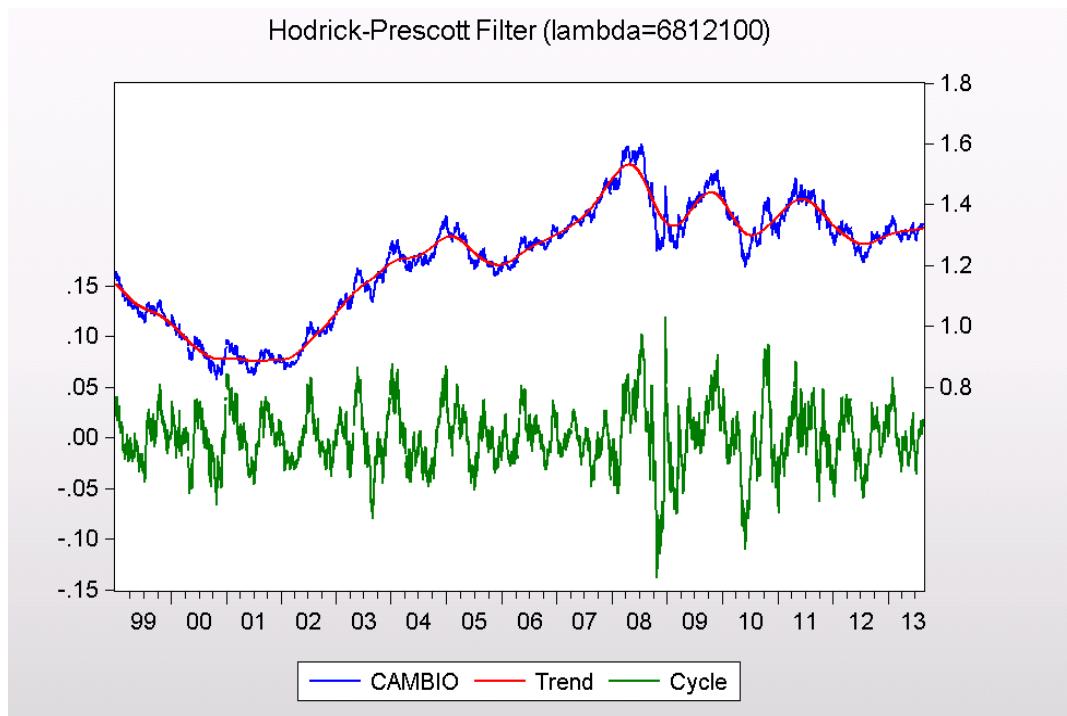
$$S_t = \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) \quad (72)$$

Os resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo não são possíveis de apurar através da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD. (Quadro 4.2.2.9). Deve-se ao facto da série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD apresentar valores negativos e não ser

possível de gerar resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo com valores inferiores a zero.

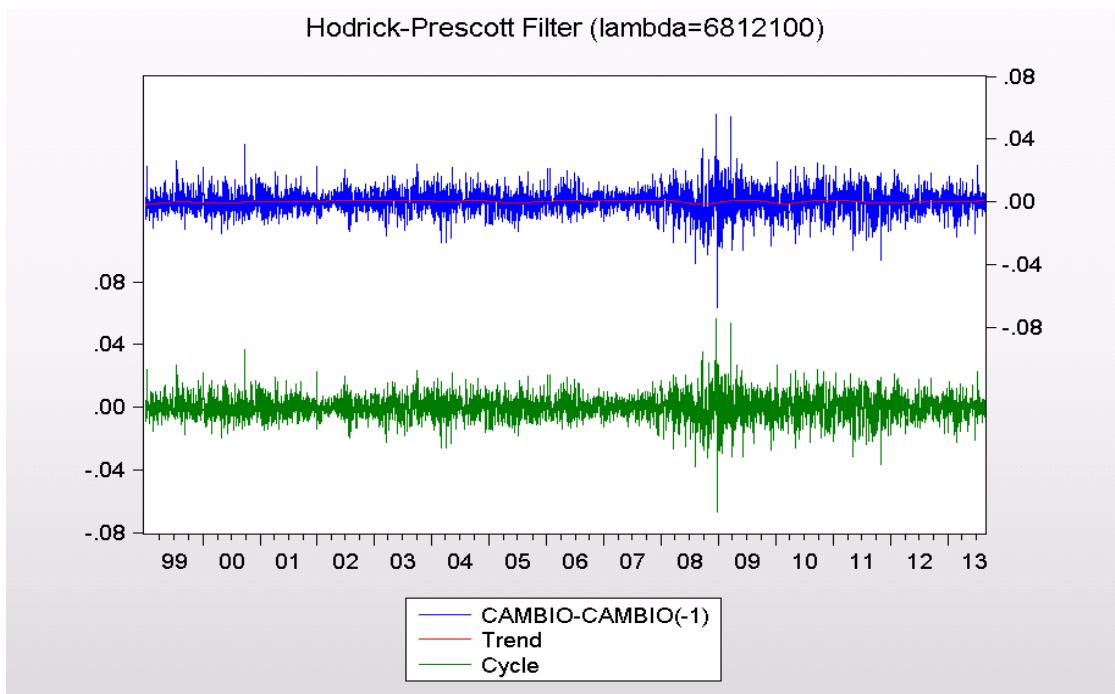
Filtro de Hodrick-Prescott

Através da análise do filtro de Hodrick-Prescott verifica-se que a taxa de câmbio EUR/USD, no período analisado, tem sofrido grandes oscilações (Figura 4.2.2.7).



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.2.7 – Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série original da taxa de câmbio EUR/USD.



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4.2.2.8 – Resultados do Filtro de Hodrick-Prescott para a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD.

O euro introduzido em 4 de janeiro de 1999 equivale a 1,17 USD. O desempenho da taxa de câmbio EUR/USD tem sido bastante instável. Após a sua introdução, em 4 de janeiro de 1999, o euro iniciou uma longa trajetória de depreciação até que atingiu o seu valor mínimo de 0,8252 USD, em outubro de 2000. Depois de junho de 2001, o EUR manteve-se relativamente estável até março de 2002. A partir deste momento, o EUR começou um longo processo de apreciação, tendo o seu valor máximo de 1,599 USD, em julho de 2008. Entre o outono de 2008 e início de 2009, ocorreu nova depreciação do euro. Durante este período, a procura por USD aumentou, como resultado da crise do *subprime*. Os investidores buscaram refúgio no dólar americano, moeda de reserva mais importante. A depreciação do euro continuou até abril de 2009.

Desta forma, os quatro ciclos que afetaram, de forma mais significativa, o comportamento da taxa de câmbio EUR/USD correspondem ao início da criação do euro até junho de 2001, de junho de 2001 a março de 2002, de março de 2002 a julho de 2008 e de outubro de 2008 a abril de 2009. Os ciclos não apresentam uniformidade em termos de periodicidade. As causas e a evolução da taxa de câmbio EUR/USD são bastante distintas nestes ciclos.

Da criação do euro a junho de 2001, o euro iniciou uma longa trajetória de depreciação até que atingiu o seu valor mínimo de 0,8252 USD, em 26 de outubro de 2000.

Houve uma grande expectativa na criação do euro e muitos economistas previam a apreciação do euro face ao dólar americano porque acreditavam que a taxa de crescimento e a taxa de juros dos Estados Unidos caíssem e esses indicadores na Europa tivessem em crescimento. No entanto, ocorreu o contrário e o euro desvalorizou. Essa desvalorização do euro incentivou as exportações europeias e estimulou o crescimento, que na época era anémico nalguns membros da zona euro.

O euro continuou a desvalorizar até outubro de 2000, visto a taxa de juro dos Estados Unidos ser bastante atrativa e tenha captado grandes quantias de capital financeiro da Europa para os Estados Unidos. Por outro lado, ficou a percepção de que o mercado europeu não foi reestruturado tão rapidamente e, assim, o crescimento e a rentabilidade no mercado dos Estados Unidos permaneceu maior do que na zona Euro. Este facto atraiu investimento direto da zona Euro para os Estados Unidos, colocando ainda mais pressão sobre o euro.

No outono de 2000, a fraqueza do euro foi notória pelo aumento do preço do petróleo, que é cotado em dólares americanos. O risco do retardamento do crescimento na zona Euro fez com que o BCE e o FED interviessem nos mercados cambiais pela primeira vez, no dia 22 de setembro de 2000, em apoio ao euro.

No final de novembro de 2000, o euro começou a apreciar em relação ao dólar americano justificado pela diminuição acentuada da taxa de crescimento dos Estados Unidos e pelo crescimento da zona Euro.

No entanto, de fevereiro até o final de junho de 2001, o euro caiu. Uma explicação para a força do dólar em relação ao euro consistiu no crescimento mais elevado da produtividade nos Estados Unidos do que na União Europeia. Outra possível razão para a força contínua do dólar estava relacionada com o facto dos Estados Unidos estarem considerados como um paraíso seguro em tempos de turbulência económica.

De junho de 2001 a março de 2002, a taxa de câmbio EUR/USD manteve-se estável.

De março 2002 a julho 2008 verificou-se um longo processo de apreciação do euro em relação ao dólar. Desde o início de 2002, todos os tipos de razões eram avançadas. Os Estados Unidos teriam perdido o seu papel de paraíso seguro após o ataque terrorista de 11 de setembro de 2001, a taxa de juro caiu abaixo da taxa da zona do euro e o défice comercial dos EUA subiu para níveis insustentáveis. De acordo com Mussa (2005) e Salvatore (2005), nenhum modelo económico conseguiria prever com precisão os movimentos da taxa de câmbio do euro no curto prazo, ou até mesmo no médio prazo, porque os factores são facilmente e com frequência dominados por eventos transitórios e por notícias.

Em 2004, o euro tornou-se bastante forte de modo a desestimular as exportações da União Monetária Europeia.

De outubro de 2008 a abril de 2009, o euro deprecou. Durante este período, a procura por USD aumentou, como resultado da crise do *subprime*. Os investidores buscaram refúgio no dólar americano, moeda de reserva mais importante.

Resumindo, os principais resultados relativos à tendência da cotação de café arábica do Brasil, para o período analisado, prendem-se com o facto de se verificar, através do método de Holt-Winters aditivo e multiplicativo, uma tendência positiva, caso se considere a série original da cotação de café arábica do Brasil. No entanto, caso se considere a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil, pelo método de Holt-Winters aditivo, a tendência passa a ser negativa.

Relativamente à tendência da taxa de câmbio EUR/USD, para o horizonte temporal referido neste trabalho, através do método de Holt-Winters aditivo e multiplicativo, no caso da série original da taxa de câmbio EUR/USD e através do método de Holt-Winters multiplicativo, se considerar a série estacionária da taxa de câmbio, a tendência apresenta-se positiva.

O gestor poderá atuar no mercado de derivados de forma a reduzir o risco associado à compra de café arábica do Brasil, ao possuir conhecimento das tendências, quer na cotação de café verde arábica do Brasil, quer na taxa de câmbio EUR/USD.

No futuro, caso surja um dos factos já ocorridos no passado e que tenha influenciado a cotação deste café, o gestor ficará em alerta, tendo conhecimento da evolução da cotação daquele período. Deste modo, caso não surjam outros factos, poderá usar a evolução passada como analogia para a cotação futura. Semelhante raciocínio se poderá aplicar à evolução da taxa de câmbio EUR/USD.

O conhecimento da tendência da cotação de café arábica do Brasil conjuntamente com o conhecimento da tendência da taxa de câmbio são relevantes para o gestor de compras de matérias-primas da empresa importadora deste tipo de café.

Os resultados deste trabalho de pesquisa poderão ser importantes para o gestor da empresa importadora deste tipo de café, bem como para os gestores de empresas que, para a sua atividade comercial, necessitam de comprar ou vender dólares americanos. Ou seja, empresas importadoras ou exportadoras que transacionam os seus produtos na moeda dólar americano.

5. CONCLUSÕES

Este trabalho pretendeu analisar e avaliar a existência de tendências nos preços de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD. O controlo do risco assume, cada vez mais, um importante aspeto nas atividades económicas de modo a se tornarem mais eficientes.

O mercado do café arábica do Brasil e o mercado cambial são caracterizados por acentuadas oscilações dos seus preços.

Estas flutuações de preços implicam a oscilação da rentabilidade das empresas. Para as empresas importadoras de café, o conhecimento do comportamento dos preços poderá ser bastante útil nas suas tomadas de decisões, podendo planear a compra de café, de modo a aproveitar de uma maneira mais eficiente as fases de baixa nos preços para maximizar o lucro. Por outro lado, a compra de café verde também é afetada pelas oscilações da taxa de câmbio. A taxa de câmbio analisada neste trabalho é a do Euro face ao Dólar Americano.

A série da cotação de café arábica do Brasil, para o período de 16 agosto 1993 a 6 agosto 2013, e da taxa de câmbio EUR/USD, para o período de 4 janeiro 1999 a 6 agosto 2013, foram estudadas de forma isolada. Apesar de constituírem risco para a empresa no ato da importação de café, estas séries apresentam causas completamente diferenciadas que dão origem às diversas oscilações no horizonte temporal.

Relativamente à série temporal da cotação de café arábica do Brasil, a estacionariedade foi estudada através do teste de ADF, do teste de PP e do teste de KPSS. Verificou-se que a série da cotação de café verde arábica do Brasil, para período de 16 agosto 1993 a 6 agosto 2013, não é estacionária, tornando-se estacionária nas primeiras diferenças.

De modo a selecionar o modelo de previsão para a cotação de café arábica do Brasil, foram analisados 10 desfasamentos, através dos critérios AIC e BIC. Concluiu-se que o modelo selecionado é o ARIMA (2,1,2). De acordo com o teste de Ramsey, para o modelo ARIMA (2,1,2) a hipótese da correta especificação não foi rejeitada. Efetuando o teste de Ljung-Box, os resíduos não estão autocorrelacionados. Utilizando o teste de Breuch-Pagan e o teste de White, constatou-se a existência de heterocedasticidade dos resíduos, tornando-se necessário corrigir os estimadores através da aplicação do método dos mínimos quadrados com desvio-padrão robustos à heterocedasticidade. Desta forma, o desvio-padrão tende a corrigir a ineficiência dos estimadores do método dos mínimos quadrados.

O modelo selecionado, ARIMA (2,1,2) seria o modelo que melhor preveria valores para a cotação de café arábica do Brasil, tendo em consideração o período analisado.

Os modelos utilizados para detetar a tendência na cotação de café verde arábica do Brasil foram o método de Holt-Winters aditivo e multiplicativo e o Filtro de Hodrick-Prescott.

Os resultados pelo método de Holt-Winters aditivo, na série original da cotação de café arábica do Brasil, de acordo com o período de tempo analisado, indicam que a tendência da cotação de café arábica do Brasil apresenta-se positiva. No entanto, considerando a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil, a tendência constata-se negativa. Ou seja, a série original da cotação de café arábica do Brasil apresenta uma tendência positiva mas as diferenças da série tendem a ser cada vez menores.

Através do método de Holt-Winters multiplicativo, apenas foi possível analisar os resultados da série original da cotação de café arábica do Brasil. Os resultados da série estacionária não foram gerados pelo método de Holt-Winters multiplicativo porque existem valores negativos quando se calculam as primeiras diferenças da série. Desta forma, os resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo, para o período analisado, indicam que a série original da cotação de café arábica do Brasil apresenta uma tendência positiva.

Através do Filtro de Hodrick-Prescott, os três ciclos que afetaram, de forma mais significativa, no horizonte temporal estudado, o comportamento dos preços de café verde arábica do Brasil correspondem aos períodos de 1994 a 1999, de 1999 a 2004 e em 2011. Os dois primeiros períodos apresentam uma periodicidade de 5 anos, embora as causas e a evolução dos preços de café sejam bastante distintas nestes ciclos.

Em 1994 e 1999 houve choques climáticos no Brasil, traduzindo-se em grandes oscilações no preço. Em junho e julho de 1994 ocorreram geadas e secas que provocaram pico nos preços em 1995. Entre 1999 e 2004 é considerado o período mais longo de preços baixos, considerado como a crise do café, que teve graves consequências para as economias cafeeiras dos países exportadores. Os preços recuperaram vigorosamente depois de 2004, alcançando seus níveis mais altos em meados de 2011.

Desta forma, os objetivos específicos definidos inicialmente neste trabalho de pesquisa foram concretizados.

O primeiro objetivo específico consistiu em analisar a natureza da tendência dos preços de café verde do Brasil. Através do método de Holt-Winters aditivo, considerando a série original da cotação de café arábica do Brasil, a tendência da cotação de café arábica do Brasil apresenta-se positiva. No entanto, considerando a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil, a tendência constata-se negativa. Ou seja, a série original da cotação de café arábica do Brasil apresenta uma tendência positiva mas as diferenças da série tendem a ser cada vez menores.

Através do método de Holt-Winters multiplicativo, apenas foi possível analisar os resultados da série original da cotação de café arábica do Brasil, que indicam que a série original da cotação de café arábica do Brasil apresenta uma tendência positiva.

O segundo objetivo específico consistiu em determinar quais os ciclos que afetam, de forma mais significativa, o comportamento dos preços de café verde arábica com origem do Brasil. De acordo com os resultados do Filtro de Hodrick-Prescott, ocorreram, no período analisado, 3 ciclos significativos no comportamento dos preços de café arábica do Brasil: de 1994 a 1999, de 1999 a 2004 e em 2011.

O terceiro objetivo específico consistiu em verificar se a periodicidade desses ciclos sofreram variações ao longo do tempo. Os dois primeiros ciclos apresentam uma periodicidade de 5 anos. No último ciclo, ocorrido em 2011, é difícil de atribuir uma periodicidade, visto que o período que foi analisado termina em 6 de agosto de 2013.

Relativamente à série temporal da taxa de câmbio EUR/USD, a estacionariedade foi analisada através do teste de ADF, do teste de PP e do teste de KPSS, conclui-se que a série da taxa de câmbio EUR/USD, para o horizonte temporal de 4 janeiro 1999 a 6 agosto 2013, não é estacionária, tornando-se estacionária nas primeiras diferenças.

De modo a selecionar o modelo de previsão para a taxa de câmbio EUR/USD, foram analisados do desfasamento 12 ao desfasamento 20 e, através dos critérios AIC e BIC os modelos selecionados foram o MA(12 18) e o MA(12). De acordo com o teste de Ramsey, não se rejeita a hipótese nula da correta especificação para os modelos MA(12 18) e o MA(12). Usando o teste de Ljung-Box, os resíduos não estão autocorrelacionados. Utilizando o teste de Breuch-Pagan e o teste de White, constatou-se a existência de heterocedasticidade dos resíduos, tornando-se necessário corrigir os estimadores através da aplicação do método dos mínimos quadrados com desvio-padrão robustos à heterocedasticidade.

Os modelos selecionados, MA(12 18) e MA(12) seriam os modelos que melhor preveriam valores para a taxa de câmbio EUR/USD, tendo em consideração o período analisado.

Os modelos utilizados para detetar a tendência na taxa de câmbio EUR/USD, para o período de 4 janeiro 1999 a 6 agosto 2013, foram o modelo de Holt-Winters aditivo e multiplicativo e o Filtro de Hodrick-Prescott.

Através do método de Holt-Winters aditivo, de acordo com o horizonte temporal estudado, de 4 janeiro 1999 a 6 agosto 2013, constatou-se que, considerando a série original ou a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD, a tendência da taxa de câmbio EUR/USD apresenta-se positiva. Ou seja, a série original da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma tendência positiva e as diferenças entre os *lags* da série tendem a ser crescentes.

Através do método de Holt-Winters multiplicativo, apenas foi possível analisar os resultados da série original da taxa de câmbio EUR/USD. Desta forma, os resultados pelo método de Holt-Winters multiplicativo, no período considerado neste trabalho, indicam que a série original da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma tendência positiva.

Através do Filtro de Hodrick-Prescott, os quatro ciclos que influenciaram, de forma mais significativa o comportamento da taxa de câmbio EUR/USD, dentro do período estudado, correspondem ao início da criação do euro até junho de 2001, de junho de 2001 a março de 2002, de março de 2002 a julho de 2008 e de outubro de 2008 a abril de 2009. Os ciclos não apresentam uniformidade em termos de periodicidade. As causas e a evolução da taxa de câmbio EUR/USD são bastante distintas nestes ciclos.

Considerando os objetivos específicos definidos inicialmente neste trabalho de pesquisa pode-se constatar que os mesmos foram satisfeitos.

O primeiro objetivo específico consistiu em analisar a natureza da tendência da taxa de câmbio EUR/USD. Através do método de Holt-Winters aditivo, considerando a série original ou a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD, a tendência da taxa de câmbio EUR/USD apresenta-se positiva. Ou seja, a série original da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma tendência positiva mas as diferenças da série tendem a ser cada vez maiores.

Através do método de Holt-Winters multiplicativo, apenas foi possível analisar os resultados da série original da taxa de câmbio EUR/USD, que indicaram que a série original da taxa de câmbio EUR/USD apresenta uma tendência positiva.

O segundo objetivo específico consistiu em determinar quais os ciclos que afetam, de forma mais significativa, o comportamento da taxa de câmbio EUR/USD. De acordo com os resultados do Filtro de Hodrick-Prescott, ocorreram, no período analisado, quatro ciclos significativos no comportamento taxa de câmbio EUR/USD: do início da criação do euro até junho de 2001, de junho de 2001 a março de 2002, de março de 2002 a julho de 2008 e de outubro de 2008 a abril de 2009.

O terceiro objetivo específico consistiu em verificar se a periodicidade desses ciclos tem sofrido variações ao longo do tempo. Os ciclos não apresentam uniformidade em termos de periodicidade.

Em suma, considerando a série original da cotação de café arábica do Brasil e a série original da taxa de câmbio EUR/USD, usando tanto o método de Holt-Winters aditivo, como o método de Holt-Winters multiplicativo, para o horizonte temporal estudado neste trabalho, a tendência da cotação de café arábica do Brasil e a tendência da taxa de câmbio EUR/USD

apresentam-se positivas. Ou seja, a cotação de café arábica do Brasil tende a aumentar, de acordo com o período analisado. O gestor da empresa importadora de café poderá compensar esta tendência crescente da cotação do café arábica do Brasil com o facto da taxa de câmbio EUR/USD ter uma tendência crescente. Eventualmente, o gestor poderá recorrer ao mercado de derivados para cobertura de risco.

Considerando a série estacionária da cotação de café arábica do Brasil e a série estacionária da taxa de câmbio EUR/USD, através do método de Holt-Winters aditivo, de acordo com o período estudado, a tendência para a cotação de café arábica do Brasil apresenta-se negativa e tendência para a taxa de câmbio EUR/USD verifica-se positiva. Se estas tendências, a longo prazo, continuarem a vigorar, a empresa importadora de café arábica do Brasil embarga num cenário favorável.

A empresa importadora de café arábica do Brasil poderá obter maiores rentabilidades, caso o gestor recorra ao mercado de futuros para cobertura de risco associado à compra de café.

No decorrer deste trabalho de investigação sentiram-se algumas dificuldades em obter informação sobre estudos relacionados com a cotação de café, quer café arábica, quer café robusta, quer café de outras origens. Desta forma, através desta dissertação, considera-se que se contribuirá um pouco para o desenvolvimento de estudos relacionados com a compra de café que necessitem de empregar a taxa de câmbio EUR/USD.

O presente trabalho não está livre de limitações. Deste modo, sugere-se a elaboração de novos estudos dentro deste tema. Poderiam ser estudados os impactos das tendências da cotação de café arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD nos resultados das empresas importadoras deste tipo de café. Sugere-se ainda, a análise da tendência das cotações de café vindas de outros países exportadores de café verde ou a análise de tendência das cotações de café robusta. Uma outra alternativa de estudo dentro deste tema consiste em avaliar os métodos de previsão para a tendência dos preços do café verde arábica do Brasil e da taxa de câmbio EUR/USD. Deveriam ser aplicados vários modelos de previsão e comparar com o real do ano anterior.

BIBLIOGRAFIA

Akaike, H., 1973. Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, Vol. 60, No. 2, pp. 255-265.

Akaike, H., 1974. A New Look at Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 6, No. 2, pp. 716-723.

Akaike, H., 1977. An Objective use of Bayesian models. *Ann. Inst. Statist. Math.*, Vol. 29, No. 1, pp. 9-20.

Andrade, C., Lima, J., Santos, A., Santos, R. e Silva, J., 2011. Análise do comportamento dos preços de manga exportada do Brasil: análise no domínio do tempo. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Apresentação nos dias 19, 20 e 21 de outubro de 2011 no âmbito do Congresso Regional da Sober, em Petrolina, Brasil.

Apergis, N., Zestos, G.K. e Shaltayev, D.S., 2012. Do market fundamentals determine the Dollar-Euro exchange rate? *The Journal of Policy Modeling*, Vol. 34, No. 1 pp. 1-15.

Bourbon, 2013. Assunto consultado: principais regiões do Brasil produtoras de café verde. Acedido em 27 de Outubro de 2013, em <http://www.gsb2.com.br/bourbon/origens-selecionadas-cafes-especiais.php>.

Box, G.E.P. e Jenkins, G.M., 1970. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Revised edition, San Francisco: Holden-Day Press, USA.

Box, G.E.P. e Pierce D.A., 1970. Distribution of residual correlations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, No. 332, pp. 1509-1526.

Breuch, T.S., 1978. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, Vol. 17, No. 31, pp. 334-355.

Breuch, T.S. e Pagan, A.R., 1979. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, pp. 1287-1294.

Café Italiano, 2013. Assunto consultado: países produtores de café. Acedido em 27 de Outubro de 2013, em <http://www.italiancoffee.com.br/sobre-o-cafe/>.

Chatfield, C., 1996. *The Analysis of Time Series –An Introduction*. 5. Ed. London: Chapman & Hall, England, p. 286.

Chaves, C., Guimarães, P., Maciel, E. e Ribeiro, J., 2000. *Instrumentos Estatísticos de Apoio à Economia*. 1ª Edição, Editora McGraw-Hill, Amadora, Portugal.

Coe, C.N., 2006. Farmer participation in market authorities of coffee exporting countries. *World Development*, Vol. 34, No. 12, pp. 2089-2116.

Couto, E., 1995. *Mercado Cambial e Gestão do Risco de Câmbio*. 2^a Edição, E. Santos – Artes Gráficas, Lda., Lisboa, Portugal.

Dickey, D.A. e Fuller, W.A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431.

Dickey, D.A. e Fuller, W.A., 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp. 1057-1022.

Donfack, P., El-Abassy, R. e Materny, A., 2011. Discrimination between Arabica and Robusta green coffee using visible micro Raman spectroscopy and chemometric analysis. *Food Chemistry*, Vol. 126, No. 3, pp.1443-1448.

Durbin, J. e Watson, G.S., 1950. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression - I. *Biometrika*, Vol. 37, No. 3 e 4, pp. 409-428.

Durbin, J. e Watson, G.S., 1951. Testing for serial correlation in least squares regression – I. *Biometrika*, Vol. 38, No. 1 e 2, pp. 159-178.

Farina, E.M.M.Q. e Zylberstajn, D., 1998. *Competitividade do Agribusiness Brasileiro. Relatório Final. Programa de Estudos dos Negócios do Sistema Agroindustrial Sistema Agroindustrial do Café*. IN: Instituto de pesquisa económica aplicada (IPEA) pp. 236.

Ferreira, P.J.S., 2013. *Princípios de Econometria*. 1^a Edição, Editora Letra e Conceitos, Lda, Parede, Portugal.

Fortuna, N., Oliveira, M., Santos, L., 2011. *Econometria*. 1^a Edição, Escolar Editora, Lisboa, Portugal.

Fuller, W.A., 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. 2^a Edition, John Wiley, New York, USA.

Godfrey, L.G., 1978. Testing for higher order serial correlation in regression equations where the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1303-1310.

Gomes, S.C. e Santos, J.C., 2006. Padrões sazonal e cíclico para preço de boi gordo no estado de São Paulo 1976-2004. 44º Congresso, de 23 a 27 de julho de 2006, em Fortaleza, Brasil.

Hodrick, R.J. e Prescott, C.E., 1997. Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No.1, pp. 1-16.

Holt, C., 1957. Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. *ONR Research Memorandum*, Vol.52, Carnegie Institute of Technology.

Institute for Scientific Information on Coffee, 2013. Assunto consultado: benefícios do café. Acedido em 31 de Outubro de 2013, em <http://www.coffeeandhealth.org/all-about-coffee/coffee-and-the-mind/>.

Kalekar, P., 2004. Time Series Forecasting using Holt-Winters Exponential Smoothing. *Kanwal Rekhi School of Information Technology*.

Kazmier, L.J., 1982. *Estatística Aplicada a Economia e Administração*. 1ª Edição, São Paulo: Editora McGraw-Hill do Brasil.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. e Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1-3, pp. 159-178.

Lamounier, W.M., 2007. Tendências, Ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. *Gestão & Produção*, São Carlos, Vol. 14, No .1, pp. 13-23.

Ljung, G.M. e Box, G.E.P., 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, Vol. 65, No. 2, pp. 297-303.

Morettin, P.A. e Toloi, C.M.C., 2006. *Análise de Séries Temporais*. 2ª Edição São Paulo: Edgard Blücher, ABE-Projeto Fisher, Brasil.

Mussa, M., 2005. The euro and the dollar 6 years after creation. *The Journal of Policy Modeling*, Vol. 27, No. 4, pp. 445-454.

Mussa, M., 2007. The dollar and the current account deficit: How much should we worry? *The Journal of Policy Modeling*, Vol. 29, No. 5, pp. 691-696.

Nogueira, D. e Sáfadi, T., 2000. Previsão de preços na bovicultura de corte, *Revista de Administração da UFLA*, Vol. 2, No. 1, pp. 22-31.

Otero, J.G., 2000. Coffee, Economic fluctuations and stabilization: an intertemporal disequilibrium model with capital market imperfections. *Journal of Development Economics*, Vol. 62, No. 1, pp. 105-129.

Organização Internacional de Café, 2013a. Assunto consultado: países exportadores de café no período de Set. 2012 a Ago. 2013. Acedido em 27 de Outubro de 2013, em <http://dev.ico.org/prices/m1.htm>.

Organização Internacional de Café, 2013b. Assunto consultado: distribuição das exportações de café arábica e robusta no período de Out. 2012 a Set. 2013. Acedido em 31 de Outubro de 2013, em <http://dev.ico.org/prices/m1a.htm>.

Patterson, K., 2000. *An Introduction to Applied Econometrics, a Time Series Approach*. 1ª Edição, Palgrave Macmillan, England, Grã-Bretanha.

Phillips, P.C.B., e Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp. 335-436.

Portes, R., e Rey, H., 1998. The emergence of the euro as an international currency. *Prospects and challengers for the euro*, Oxford: Blackwell, pp. 305-343.

Ramsey, J.B., 1969. Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares. Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol.31, No. 2, pp. 350-371.

Salvatore, D., 2005. The euro-dollar exchange rate defies prediction. *The Journal of Policy Modeling*, Vol.27, No. 4, pp. 455-464.

Teixeira, E.C., Ferreira, M., e Sousa, L., 2007. *Influência dos Preços Internacionais e da Taxa de Câmbio no Preço Doméstico do Café Arábica em Grão Verde e do Café*. UFV, Viçosa, MG, working paper, Brasil.

White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817-838.

Winters, P.R., 1960. Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages. *Management Science*, Vol. 6, No. 3, p.p. 324-342.

Wold, H., 1939. A Study in the Analysis of Stationary Time Series. *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 102, No. 2, pp. 295-298.

Wooldridge, J., 2006. *Introductory Econometrics: A modern Approach*. 2^a Edição, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.