

Universidade do Minho
Escola de Economia e Gestão

Paulo Comunale

**A Eficiência no Mercado de Câmbio Brasileiro
sob o Regime Flutuante e sua Implicação na
Proteção do Risco Cambial no Sistema
Integrado de Monitoramento de Fronteiras
do Exército Brasileiro**

Paulo Comunale
**A Eficiência no Mercado de Câmbio Brasileiro sob o Regime Flutuante e sua Implicação na
Proteção do Risco Cambial no Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras do Exército Brasileiro**

UMinho | 2017

julho de 2017



Universidade do Minho
Escola de Economia e Gestão

Paulo Comunale

**A Eficiência no Mercado de Câmbio Brasileiro
sob o Regime Flutuante e sua Implicação na
Proteção do Risco Cambial no Sistema
Integrado de Monitoramento de Fronteiras
do Exército Brasileiro**

Dissertação de Mestrado
Mestrado em Finanças

Trabalho efetuado sob a orientação da
**Professora Doutora Florinda Conceição Cerejeira
Campos da Silva**

DECLARAÇÃO

Nome: Paulo Comunale

Endereço eletrônico: paulocomunale@yahoo.com.br

Cartão do Cidadão: 013150724-6

Título da dissertação: A Eficiência no Mercado de Câmbio Brasileiro sob o Regime Flutuante e sua Implicação na Proteção do Risco Cambial no Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras do Exército Brasileiro

Orientadora:

Professora Doutora Florinda Conceição Cerejeira Campos da Silva

Ano de conclusão: 2017

Mestrado em Finanças

É AUTORIZADA A REPRODUÇÃO INTEGRAL DESTA DISSERTAÇÃO APENAS PARA EFEITOS DE INVESTIGAÇÃO, MEDIANTE DECLARAÇÃO ESCRITA DO INTERESSADO, QUE A TAL SE COMPROMETE.

Universidade do Minho, ____/____/_____

Assinatura:

AGRADECIMENTOS

Essa dissertação foi fruto de um longo percurso de investigação, trabalho e escrita. Percurso este que se tornou agradável e uma fonte de conhecimento, devido a todo o apoio e contributo dos que, direta ou indiretamente, estiveram ao meu lado nesta etapa.

Em primeiro lugar, deixo um agradecimento especial à minha orientadora, Professora Doutora Florinda Silva, não só por ter aceite o desafio de orientar o meu trabalho e pelo esclarecimento de dúvidas, mas também pelos conselhos, recomendações, preocupação, compreensão e paciência demonstrada no desenvolvimento dos meus objetivos.

Gostaria de registrar minha gratidão a todos os docentes da Escola de Economia e Gestão que ao longo deste mestrado contribuíram para a minha formação, através da sua paixão em lecionar e transmitir os seus vastos conhecimentos na área.

Agradeço, também, ao Exército Brasileiro pela oportunidade e confiança depositada por ocasião de minha seleção para realizar esse curso.

Como não podia deixar de ser, agradeço à minha família e amigos pelo constante apoio, incentivo e motivação que me deram ao longo deste percurso e que o tornaram muito mais agradável e proveitoso. Em especial, gostaria de agradecer à minha esposa e filha, Priscila e Luiza, respectivamente, pela paciência, compreensão, companheirismo e incondicional apoio prestado durante todos os momentos do curso.

RESUMO

O presente estudo tem o objetivo de avaliar a eficiência no mercado de câmbio brasileiro sob o regime flutuante e sua implicação na proteção do risco cambial no Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras do Exército Brasileiro (SISFRON). Para isso, esta dissertação avalia se o mercado de câmbio brasileiro sob o regime flutuante é eficiente na forma fraca.

Para tal análise, para fins de comparação o estudo recorre à realização de vários testes de raiz unitária e do rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988), que tem como base de dados informações de valores diários e semanais do câmbio USD/BRL, dividindo-os em subperíodos que compreendem o intervalo de 18/jan/1999 (dia em que o Brasil passou a adotar o Regime de Câmbio flutuante), até 31/dez/2016.

Os resultados sugerem que o mercado de câmbio não é eficiente na forma fraca. Deste resultado, discorreu-se brevemente sobre estratégias de previsão da evolução da taxa de câmbio, que é baseada em informação passada dos preços, utilizando-as para decisões de compra de moeda estrangeira. Além disso, apresenta-se, a utilização da cobertura de risco cambial, visando seu possível uso para a compra de moeda estrangeira no contexto aos dispêndios do projeto SISFRON do Exército Brasileiro.

Palavras-Chave: Rácio de variância; Teste de raiz unitária; Eficiência dos mercados; SISFRON; Exército Brasileiro; Taxa de câmbio; e Cobertura de risco.

ABSTRACT

The present research aims to study the efficiency in the Brazilian exchange market under the floating rate system and its implication for the exchange rate risk hedging in the Integrated System of Monitoring Frontiers of the Brazilian Army (SISFRON). For this purpose, this study evaluates if the Brazilian exchange market under the floating rate system is efficient in the weak form.

For this analysis, for purposes of comparison, the study uses several unit root tests and Lo and MacKinlay (1988) variance ratio, which are based on data values, considering daily and weekly USD/BRL exchange rate values information, divided into subperiods that comprise the interval of 18/jan/1999 (when Brazil adopted the floating rate system), up to 31/dec/2016.

The results suggest that the Brazilian foreign exchange market is not efficient in the weak form. From this result, we briefly discuss strategies for forecasting the evolution of the exchange rate, which are based on past price information, using them for foreign currency purchase decisions. In addition, it is presented, the hedging of the exchange rate risk, aiming at its possible use for the purchase of foreign currency in the context of the Brazilian Army Project - SISFRON.

Keywords: Variance Test; Unit Root Test; Efficiency Market; SISFRON; Brazilian Army; Exchange Rate; Hedge.

ÍNDICE

Agradecimentos.....	iii
Resumo.....	v
Abstract.....	vii
Lista de Figuras.....	xi
Lista de Tabelas.....	xii
Lista de Abreviaturas, Siglas e Acrónimos.....	xiii
1. Introdução.....	1
2. O Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras (SISFRON).....	3
3. Revisão da Literatura.....	7
3.1. Sistemas de Taxas de Câmbio.....	7
3.2. Eficiência do mercado de câmbios.....	9
4. Metodologia e Desenvolvimento de Hipótese.....	14
4.1. Desenvolvimento da hipótese.....	14
4.2. Metodologia.....	14
4.2.1. Passeio Aleatório.....	16
4.2.2. Testes.....	17
5. Dados.....	19
5.1. Descrição da Amostra.....	19
5.2. Estatísticas Descritivas.....	22
6. Análise dos Resultados.....	25
6.1. Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	25
6.2. Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).....	26
6.3. Teste Phillips–Perron (PP).....	27
6.4. Rácio de variância.....	28
6.5. Síntese e discussão dos resultados.....	29
7. Cobertura de Risco e Previsão da Evolução da Taxa de Câmbio.....	31
7.1. Cobertura de Risco.....	31
7.2. Previsão da Evolução da Taxa de Câmbio.....	36

8. Conclusão	39
Referências	41
ANEXOS.....	47
Anexo I – Dias excluídos da planilha de taxas de câmbio USD/BRL no período 18/jan/1999 a 31/dez/2016.....	47
Anexo II – Estatística descritiva e histograma dos subperíodos dos retornos diários em % da taxa de câmbio USD/BRL.....	48
Anexo III – Estatística descritiva e histograma dos subperíodos dos retornos semanais em % da taxa de câmbio USD/BRL	49
Anexo IV – Teste ADF dados diários para todos os períodos.....	50
Anexo V – Teste ADF dados semanais para todos os períodos	55
Anexo VI – Teste KPSS dados diários todos os períodos	60
Anexo VII – Teste KPSS dados semanais para todos os períodos	65
Anexo VIII – Teste PP dados diários para todos os períodos.....	70
Anexo IX – Teste PP dados semanais para todos os períodos	75
Anexo X – Rácio de variância dados diários para todos os períodos	80
Anexo XI – Rácio de variância dados semanais para todos os períodos	85

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Projeto Estratégico do Exército – SISFRON.	4
Figura 2. Custo de Emissão de Bonds (USD).....	6
Figura 3. Evolução Histórica Taxa de Câmbio USD/BRL de 1/jul/1994 a 31/dez/2016.	8
Figura 4. Evolução do valor da taxa de câmbio diária USD/BRL no período de 18/jan/1999 a 31/dez/2016.....	20
Figura 5. Evolução da variação da taxa de câmbio USD/BRL diária em % no período 18/jan/1999 a 31/dez/2016.....	21
Figura 6. Marcos Temporais.	22
Figura 7. Estatística descritiva e histograma dos retornos diários em % da taxa de câmbio USD/BRL.	22
Figura 8. Estatística descritiva e histograma dos retornos semanais em % da taxa de câmbio USD/BRL.	22

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Principais estudos realizados no mercado cambial.....	12
Tabela 2. Estatísticas descritivas para o período global e diferentes subperíodos usando dados diários e semanais.	23
Tabela 3. Resultados teste de Dickey-Fuller Aumentado.....	26
Tabela 4. Resultados do teste KPSS.....	27
Tabela 5. Teste PP.	28
Tabela 6. Rácio de variância.	29
Tabela 7. Síntese dos resultados de Passeio Aleatório de cada período para cada teste realizado.....	30

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E ACRÓNIMOS

AA	Ao Ano
ADF	<i>Augmented Dickey–Fuller</i>
BRL	Real Brasileiro
CF	Constituição Federal do Brasil
CME	Chicago Mercantile Exchange
EB	Exército Brasileiro
ECA	Agências de Crédito à Exportação
END	Estratégia Nacional de Defesa
FIESP	Federação das Indústrias do Estado de São Paulo
HME	Hipótese de Mercado Eficiente
KPSS	Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin
NEGAPEB	Normas para Elaboração, Gerenciamento e Acompanhamento de Projetos do Exército Brasileiro
PEE	Projetos Estratégicos do Exército
PMI	Project Management Institute
PP	Phillips–Perron
PMBOK	Guia do Conhecimento em Gerenciamento de Projetos
IID	Independentes e Identicamente Distribuídos
INID	Independente e Não Identicamente Distribuídos
RW	Passeio Aleatório
SAC	Vida Média do Financiamento
SISFRON	Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras
USD	Dólar Americano

1. INTRODUÇÃO

Conforme Belluzzo (2016), as inevitáveis pressões sobre o dólar se intensificaram e, já em 1971, Richard Nixon, presidente dos Estados Unidos à época, suspendeu a conversibilidade do dólar a uma taxa fixa com o ouro. Em 1971, o sistema de paridades fixas, mas ajustáveis, de Bretton Woods foi substituído por um sistema de flutuações administradas, onde as taxas de câmbio refletiam melhor as condições econômicas de cada país.

Depois desse acontecimento, consoante com Boucher e Shazly (1991), em 1972, começaram a ser negociadas no mercado futuro moedas estrangeiras na Chicago Mercantile Exchange (CME).

Anteriormente, com taxas de câmbio praticamente fixas e reguladas, não sendo determinado pela ação dos agentes do mercado, havia pouco interesse em estudá-las, porém, a partir do início dessa negociação de moedas, como se um ativo fosse, começou-se a estudar a Hipótese de Mercado Eficiente (HME) de Fama (1970) no mercado cambial, onde as informações estão refletidas inteiramente no preço dos ativos, não havendo oportunidades que ganhos gerados de arbitragem sejam efetivados, caso o mercado cambial siga um passeio aleatório (*random walk*).

Outro campo de estudo que ganhou força foi sobre como se proteger dessas variações imprevisíveis (gerenciamento do risco cambial), pois as taxas de câmbio se tornaram muito mais voláteis do que eram anteriormente. Apesar de as economias não serem tão interligadas quanto nos dias atuais, as transações comerciais e investimentos entre os diversos países sempre existiram, e essa oscilação no valor das moedas impactava diretamente nas relações comerciais e investimentos internacionais.

No Brasil, a partir de 18 de janeiro de 1999, com a alteração do sistema de câmbio fixo para o regime de câmbio flutuante do real frente ao dólar, o câmbio deixou de ser controlado pela autoridade monetária, conforme comunicado do Banco Central do Brasil ao mercado. Com isso, esse momento no Brasil assemelha-se ao ocorrido no mundo após o final da vigência do acordo de Bretton Woods, desta forma, estudos sobre a HME, oscilação de câmbio e a proteção do risco cambial (*hedge*) a essa variação também passaram a ser objeto de maior interesse de estudo para o caso brasileiro.

Segundo Taylor (2005), volatilidade dos preços se refere à taxa que estes variam e um estudo de 2009 da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp)¹, mostra que uma taxa de câmbio muito volátil, dificulta aos agentes saberem seu valor, até no curto prazo, dificultando decisões

¹Fiesp - é a maior entidade de classe da indústria brasileira, representando cerca de 130 mil indústrias de diversos setores, de todos os portes e das mais

quanto às compras e investimentos, sendo mais importante que o próprio nível da taxa de câmbio, mesmo sendo a taxa de câmbio um dos principais preços da economia.

Nesse contexto de grande volatilidade, a proteção cambial cresce em importância para o Exército Brasileiro (EB), mais especificamente com o Projeto do Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras (SISFRON), que possui investimentos e despesas em moeda estrangeira, tendo em vista a variação cambial impactar diretamente o custo final do projeto. Numa situação extrema, essa variação pode chegar a tal ponto que pode inviabilizar o projeto. Apesar de todas as componentes de custo deste serem importantes, o presente estudo focou-se na HME de câmbio na forma fraca, variação cambial e formas de se proteger desta.

Minha escolha do tema para o presente estudo visa coadunar experiências profissionais progressas no assunto com o embasamento teórico acadêmico necessário à análise da HME no mercado cambial e sua influência no SISFRON. Dessa forma, os objetivos do presente estudo são:

- Testar a HME na forma fraca para o mercado cambial brasileiro para o dólar americano / real brasileiro (USD/BRL);
- Analisar um período mais longo das cotações da taxa de câmbio USD/BRL, verificando se os resultados se confirmam ou não com a literatura sobre o assunto;
- Discutir as implicações para efeitos de cobertura do risco das possíveis variações cambiais no Projeto Estratégico do Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras.

Para que esses objetivos sejam atingidos, a dissertação está estruturada da seguinte forma. Na seção 2, descrevem-se o contexto e o ambiente onde o SISFRON está inserido. Na seção 3, é feita uma revisão dos estudos anteriores relevantes para a HME na forma fraca para o mercado cambial. Na seção 4, é desenvolvida a hipótese a ser testada, além da descrição da metodologia empírica utilizada. Na seção 5, abordam-se os critérios para seleção dos dados com sua estatística descritiva. Na seção 6, apresentam-se e discutem-se os resultados obtidos. Na seção 7, abordam-se formas de cobertura de risco e são discutidas as formas de previsão da evolução da taxa de câmbio. Por fim, na seção 8, apresentam-se as conclusões da dissertação.

2. O SISTEMA INTEGRADO DE MONITORAMENTO DE FRONTEIRAS (SISFRON)

O Exército Brasileiro (EB) encontra-se realizando vários projetos estratégicos com o objetivo de manter-se em condições de cumprir determinações prescritas na Constituição Federal do Brasil (CF, 1988) e na Estratégia Nacional de Defesa (END), assim como proporcionar uma estrutura de defesa terrestre compatível com a estatura da economia do país. Além disso, com o objetivo de estabelecer as novas capacidades, que o conduziram à Era do Conhecimento, desenvolveu um projeto, que trata do esforço institucional no sentido de ampliar sua capacidade de atuação, a fim de atender às demandas do Estado (Revista Verde-Oliva, 2012).

O estabelecimento dos Projetos Estratégicos do Exército (PEE) só foi possível, pois segundo os pesquisadores Schimidt e Assis (2013, p.7):

“Ao longo da última década, o setor de defesa tem obtido, de modo mais consistente, relevância na pauta das políticas públicas do governo brasileiro. O principal documento norteador desse movimento é a Estratégia Nacional de Defesa (END) [...] que trouxe nova concepção de defesa para o país.”

Os PEE constituem vetores de impactos estratégicos na defesa, gerando produtos que contribuirão para o processo de transformação de toda Força Terrestre. Estes projetos possuem características em comum, como longa duração, alta materialidade, restrição orçamentária, inovação tecnológica, elevada complexidade técnica, multidisciplinaridade e acordos de compensação para fortalecimento da indústria nacional, conforme consta na END.

Os PEE estão divididos em: SISFRON (Sistema Integrado de Monitoramento de Fronteiras), Guarani (nova família de blindados sobre rodas), Defesa Antiaérea, Astros 2020, Proteger (Proteção de Estruturas Estratégicas e da População), Defesa Cibernética e RECOP (Recuperação da Capacidade Operacional).

O SISFRON é um dos sete Projetos Estratégicos do Exército que são considerados os indutores da transformação do Exército Brasileiro e seguem as Normas para Elaboração, Gerenciamento e Acompanhamento de Projetos do Exército Brasileiro – NEGAPEB (Brasil, 2013) que, por sua vez, estão inspiradas no Guia do Conhecimento em Gerenciamento de Projetos (Guia PMBOK). “Projetos Estratégicos do Exército (PEE) são aqueles projetos com impactos estratégicos, cujos produtos serão os verdadeiros indutores do Processo de Transformação da Força e, por isso, os que recebem a mais alta prioridade no orçamento da Força [...]” (Brasil, 2013).

O SISFRON (figura 1) é um sistema integrado de sensoriamento, de apoio à decisão e de emprego operacional, cujo propósito é fortalecer a presença e a capacidade de ação do Estado na fronteira, numa faixa de terreno com largura de 150 Km paralela à linha divisória terrestre do território brasileiro (16.399 Km de extensão), perfazendo uma área de aproximadamente 2,5 milhões de quilômetros quadrados, ou 28% da área total do país.

O sistema enfatiza o adensamento de Unidades das Forças Armadas nas fronteiras e impulsiona a capacitação da indústria nacional para a conquista da autonomia em tecnologias indispensáveis à defesa.

Atualmente, encontra-se em fase avançada de implantação o Projeto Piloto do SISFRON que engloba a monitoração de aproximadamente 650 quilômetros de fronteira, na faixa da divisa entre o estado do Mato Grosso do Sul com o Paraguai e Bolívia. Esta fase visa validar as soluções tecnológicas de integração e de logística das diversas plataformas de vigilância, adequando-a, em maior escala, para o restante do projeto.

Além de aumentar a capacidade de monitorar as áreas de fronteira, visa assegurar o fluxo ininterrupto e com segurança de dados entre os diversos escalões da Força, produzindo informações confiáveis e oportunas para a tomada de decisões, além de poder atuar com maior prontidão em ações de defesa contra delitos transfronteiriços e ambientais, seja em operações isoladas ou em conjunto com outras Forças Armadas ou, ainda, em operações interagências com outros órgãos governamentais.



Figura 1. Projeto Estratégico do Exército – SISFRON.

Fonte: Estudo de Viabilidade do SISFRON (Brasil, 2012).

As Normas para Elaboração, Gerenciamento e Acompanhamento de Projetos no Exército Brasileiro – NEGAPEB (Brasil, 2013, p.16/144) abordam que:

“[...] iniciar um projeto requererá um bom estudo de viabilidade para a decisão de onde retirar os meios necessários para o empreendimento, já que as entregas vão melhorar a operacionalidade ou a vida administrativa, ou seja, a rotina e os processos.”

O gerenciamento de risco reduz a probabilidade de haver retrabalho e aumenta as chances de se chegar ao final das ações, realizando as entregas no prazo e dentro dos parâmetros estabelecidos.

Neste contexto do gerenciamento de risco, sempre que houver alguma mudança no ambiente interno ou externo no qual o PEE está inserido, faz-se necessária uma atualização de seu Estudo de Viabilidade, principalmente as estimativas de custo que, segundo o Guia PMBOK (PMI, 2014), são um prognóstico baseado na informação conhecida num determinado momento.

Desta forma, o acompanhamento dos custos deve ser sempre alvo de estudos, para que proporcione detalhes adicionais e precisos.

Segundo seu Estudo de Viabilidade, atualizado em maio de 2012, a previsão inicial de gasto é de BRL 11.9 bilhões ou USD 7.25 bilhões para um período de 10 (dez) anos de projeto. Adotou-se o câmbio de BRL 1.64/USD, conforme taxa de câmbio médio utilizado como parâmetro para 2012 pelo Ministério do Planejamento Orçamento e Gestão na Proposta de Lei Orçamentária Anual e Plano Plurianual 2012-2015. Porém, conforme consta no sítio do Banco Central do Brasil, em 24/set/2015, a taxa de câmbio registrou o valor de BRL 4.206/USD, ocorrendo um aumento de 156% em relação ao inicialmente previsto. Essa grande variação impacta diretamente no custo do projeto, tendo em vista o fato de haver inúmeros componentes comprados em moeda estrangeira, apesar de priorizar conteúdo nacional para sua implementação.

Outra situação de exposição à variação cambial seria o financiamento externo através da emissão de *Bonds* em moeda estrangeira do tesouro brasileiro ou através da obtenção de linha de crédito das Agências de Crédito à Exportação (ECA) (ver figura 2) que foi simulada no Estudo de Viabilidade do SISFRON.



Custo de Emissão de Bonds (USD) de 20 de janeiro de 2011

Prazo do Financiamento	10 Anos	12 Anos	15 Anos
Vida Média Financiamento (SAC)	5,33 anos	6,33 anos	7,87 anos
Brazil Bond Yield Equivalente (aa)	3,60%	4,20%	4,45%

Custo através das ECAs (USD)

Prazo do Financiamento	10 Anos	12 Anos	15 Anos
Vida Média Financiamento (SAC)	5,33 anos	6,33 anos	7,87 anos
Swap Libor Equivalente (aa)	2,36%	2,70%	3,11%
Spread Banco (aa)	1,00%	1,00%	1,00%
Risco Brasil (aa)	1,02%	1,06%	1,13%
Custo Efetivo (aa)	4,38%	4,76%	5,24%
GAP (aa)	(0,78%)	(0,56%)	(0,79%)

Figura 2. Custo de Emissão de Bonds (USD).

Fonte: Estudo de Viabilidade do SISFRON (Brasil)

Apesar da realização dessas simulações, até o presente momento, a decisão financeira que prevaleceu foi de financiamento através de recursos próprios do Governo Federal que está passando por sérias restrições orçamentárias, assim restringindo o repasse de recursos e atrasando a implantação do projeto. Apesar disso, essa operação de crédito externo não está descartada.

Por possuir despesas em moeda estrangeira, além de existir a possibilidade de financiamento externo e, como argumentam Sensoy e Tabak (2016), entender a eficiência da taxa de câmbio é importante na construção de um portfólio e na gestão de risco, crescendo de importância em países emergentes depois da crise de 2008.

Após essa breve explanação do SISFRON, verifica-se a importância de melhor compreender o mercado de câmbio, além de identificar formas e estratégias de cobertura de risco cambial.

3. REVISÃO DA LITERATURA

Para o estudo bibliográfico, foi realizada a leitura do material de pesquisa e sua revisão, de forma a sintetizar o conhecimento. O delineamento da pesquisa contemplou as fases de levantamento e seleção da bibliografia, coleta e crítica dos dados, leitura analítica, argumentação e discussão dos resultados.

3.1. Sistemas de Taxas de Câmbio

Segundo o Banco Central do Brasil, câmbio é a operação de troca de moeda de um país pela moeda de outro e o ambiente onde se realizam essas operações é o mercado de câmbio.

De acordo com Serrano (2010), as variações no câmbio afetam os custos e posteriormente os preços de todos os setores da economia, assim a performance de qualquer empresa sofre influência das taxas de câmbio, com isso os gestores financeiros necessitam entender como a ação do governo influencia nas taxas de câmbio, pois, conforme Levich (2001), o processo de intervenção do governo nos mercados de câmbio pode ser uma característica importante que distingue mercados monetários de outros mercados financeiros.

As moedas, por diversos fatores, estão inseridas num sistema de taxa de câmbio que, de acordo com Madura (2012) e com o grau de controle exercido pelo governo, podem ter as seguintes definições:

- **Sistema Cambial Vinculado:** O valor da moeda de um país é vinculado à outra moeda ou um índice de moedas, para que esta mova conforme a moeda à qual está vinculada, fazendo com que o país tenha uma divisa mais estável que a maioria das outras;
- **Sistema de Taxa de Câmbio Fixo:** Sistema amplamente adotado no período após a 2ª Guerra Mundial pelos principais países até o fim do Acordo de Bretton Woods. No Brasil, foi utilizado, durante o Plano Real, por ocasião de seu início (1º/jul/1994) até a implementação do sistema de taxa de câmbio flutuante administrada (18/jan/1999). Consiste na manutenção de uma taxa de câmbio constante ou que flutue dentro de limites muito estreitos, para isso requer uma intervenção constante do Banco Central para manter o valor da moeda dentro desses limites. Porém, num momento de grande demanda por dólares, conforme consta no sítio do Banco Central do Brasil, este se viu forçado a intervir, vendendo grandes quantidades da moeda estrangeira em defesa do BRL. Essa situação extrema, com o quase esgotamento das reservas cambiais, fez com que o sistema de taxa de câmbio fixo fosse abandonado. Na Figura 3, que mostra a evolução histórica da taxa de câmbio

USD/BRL, é possível verificar durante o início da série que o real variou muito pouco, comprovando a utilização do Sistema de Taxa de Câmbio Fixo.

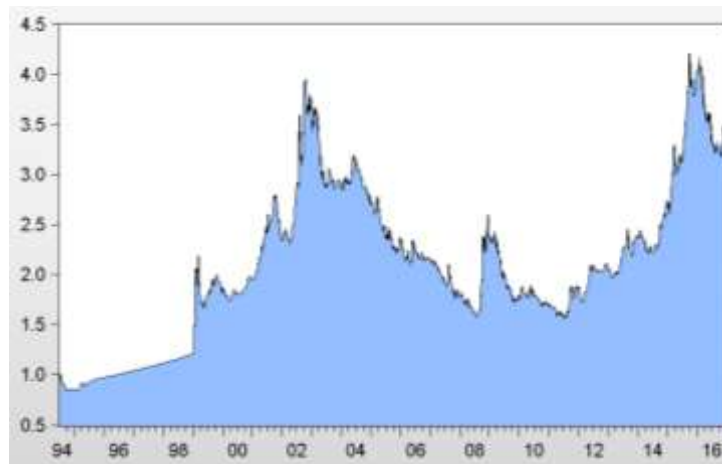


Figura 3. Evolução Histórica Taxa de Câmbio USD/BRL de 1/jul/1994 a 31/dez/2016.

Fonte: Datastream e Eviews adaptado pelo autor.

- **Sistema de Taxa de Câmbio Flutuante Administrado** (flutuação suja ou câmbio administrado): Utilizado pela maioria dos países. Assemelha-se ao sistema de flutuação livre, no qual se permite que as taxas de câmbio flutuem diariamente e não há limites oficiais. Porém, diferentemente da flutuação livre, o governo pode, às vezes, intervir para prevenir grandes movimentos em certas direções. Entretanto, os limites são comumente alterados ou removidos, caso o Banco Central não for capaz de manter o valor da moeda dentro das bandas. No Brasil, a entrada em vigor desse sistema foi feita em 15/jan/1999, através do Comunicado nº 6563 do Banco Central do Brasil, informando que, naquele dia, se absteria de operar no mercado de câmbio, o que implicava a suspensão temporária do regime de bandas. Na Segunda-feira, dia 18, pressionado pela desconfiança e nervosismo do mercado e premido por injunções políticas que colocavam em cheque a solidez do Plano Real, o Banco Central, através do Comunicado nº 6565, de 18.01.1999, informou à sociedade que, a partir daquela data, deixaria que o mercado definisse a taxa de câmbio, nos segmentos Livre e Flutuante, vindo a intervir, ocasionalmente, com o objetivo de conter movimentos desordenados da taxa de câmbio. Essa interferência não implica que o mercado de câmbio será ineficiente, pois, conforme Boothe e Longworth (1986), a intervenção oficial, especialmente se for usada de uma maneira sistemática, não deve ter influência na eficiência do mercado cambial, de forma que as autoridades não se beneficiem de informação privilegiada. Desta afirmação deduz-se que um mercado pode ser eficiente, mesmo

com intervenção oficial.

- **Sistema de Taxa de Câmbio Flutuante Livre (flutuação limpa):** As taxas de câmbio são determinadas pelas forças atuantes no mercado, ajustando-se de forma contínua em resposta às condições da oferta e demanda da moeda, sem qualquer interferência.

3.2. Eficiência do mercado de câmbios

Nos trabalhos de Bachelier (1900), Samuelson (1965) e Mandelbrot (1966), pode-se encontrar esforços para formular processos que descrevem o comportamento do preço dos ativos. Porém, foi Fama (1970) quem, propriamente, caracterizou a Hipótese de Mercado Eficiente (HME), com base na teoria de utilidade esperada, em que o investidor deseja maximizar seu retorno e minimizar seu risco.

Fama (1970), em seu trabalho seminal sobre a HME, definiu que este seria eficiente quando “os preços sempre refletissem completamente as informações disponíveis”, dividindo-a em três níveis de abrangência, de acordo com a gradação da informação:

- **Fraca** – Como retornos passados predizem retornos futuros? - O preço dos ativos já incorpora todas as informações relevantes, não sendo possível que, pela análise e testes sobre o histórico dos preços e retornos do ativo, algum indivíduo consiga obter resultados diferenciados, excluindo a possibilidade de existência de estratégias de negociação baseadas em informações passadas que possam aumentar retornos que excedam os de equilíbrio. Assim, as informações passadas não são úteis para ganhos anormais, pois segundo Ross *et al.* (1995) se fosse possível obter lucros relevantes simplesmente verificando padrões de comportamento nas séries de preços de ações, todos o fariam, e qualquer lucro logo desapareceria na luta para obtê-los.
- **Semiforte** – Com que rapidez os preços dos ativos refletem anúncios de informação pública? – O preço dos ativos refletem todas as informações divulgadas publicamente. Com isso, refletem, além de seu histórico, todas as informações disponíveis publicamente. Nessa situação, o investidor não consegue obter retornos anormais baseados em informações públicas disponíveis, tendo em vista que os preços se ajustam rapidamente à divulgação de novas informações. Ressalta-se que, conforme French e Roll (1986), as informações públicas são aquelas que se tornam conhecidas ao mesmo tempo em que afetam os preços.
- **Forte** – Será que os investidores possuem informações privilegiadas que não são totalmente refletidas nos preços de mercado? - O preço dos ativos refletem todas as informações (públicas e não públicas), não havendo a possibilidade de qualquer retorno anormal para o investidor em

relação ao mercado, uma vez que os preços se ajustam imediatamente às novas informações. Assim, nenhum investidor com informação privilegiada (*insider*) consegue obter retornos maiores que a média de mercado, pois o conjunto de informações inclui toda a informação conhecida por qualquer participante do mercado.

A compra e venda de moedas é realizada no mercado como se fosse um ativo, assim podemos testar sua HME, porém a realização destes testes só se tornou interessante após a substituição do acordo de Bretton Woods, em 1971. Isso pode ser comprovado através dos períodos analisados pelos principais estudos realizados no mercado cambial (Tabela 1).

Os principais estudos da eficiência do mercado cambial de moedas em relação ao USD chegaram a diferentes resultados, sendo que Lothian (1990) e Chortareas e Kapatianos (2003) que estudaram o iene japonês; Liu e He (1991), Fong *et al.* (1997) e Wright (2000) que estudaram o dólar canadense, o franco francês, marco alemão, o iene japonês e a libra britânica; Newbold *et al.* (1998) que analisaram o marco alemão, a libra britânica e iene japonês não encontraram indícios da eficiência do mercado cambial na forma fraca em todas as moedas estudadas.

Em contrapartida, ainda com estudos da eficiência do mercado cambial de moedas em relação ao USD, Smoluk *et al.* (1998) estudaram a libra britânica; Wu e Chen (1998) analisaram o dólar canadense, o marco alemão, franco francês, lira italiana e florim holandês; Jeon and Seo (2003) verificaram o dólar canadense, marco alemão, franco francês, lira italiana, iene japonês, florim holandês, franco suíço, dólar americano e a libra britânica; Azad (2009) estudou o dólar australiano, rúpia indiana, iene japonês, dólar da Nova Zelândia, peso filipino, dólar de Singapura e o won sul-coreano. Nesses estudos, os autores encontraram indícios de eficiência na forma fraca em todas moedas analisadas.

De outra maneira, alguns autores encontraram resultados distintos, de acordo com a moeda avaliada em relação à sua cotação com o USD, como Ajayi e Karemera (1996) que concluíram sobre a eficiência do mercado cambial na forma fraca para o dólar de Hong Kong, rúpia indiana, won sul-coreano, peso filipino e o dólar de Singapura e sobre a não eficiência do mercado cambial do ringgit da Malásia, do dólar taiwanês e do bath tailandês. Lee *et al.* (2001) encontraram indícios de eficiência na forma fraca do won sul-coreano, porém não a encontrando para o dólar australiano, dólar de Hong Kong, ringgit da Malásia, dólar da Nova Zelândia, peso filipino, dólar de Singapura, dólar taiwanês e bath tailandês

Além disso, estudando a eficiência dos mercados cambiais em relação ao USD, Chang (2004) afirmou que os resultados obtidos para o dólar canadense, o franco francês, o marco alemão e a libra eram inconclusivos, porém chegou a conclusão da não eficiência do mercado cambial do iene japonês. Charles e Darné (2009) encontraram evidência de eficiência para o dólar australiano, dólar canadense,

iene japonês, libra britânica, dólar americano, dólar da Nova Zelândia, won sul-coreano e franco suíço, porém não encontraram evidência de eficiência para a coroa sueca, além de ser inconclusivo para o dólar de Singapura e coroa norueguesa.

Em relação aos métodos utilizados pelos estudos, Lothian (1990), Newbold *et al.* (1998), Wu e Chen (1998), Jeon e Seo (2003) e Chortareas e Kapataniotis (2003) empregaram testes de raiz unitária, correção de erro e testes de cointegração. Liu e He (1991), Ajayi e Karemera (1996), Fong *et al.* (1997) Smoluk *et al.* (1998), Lee *et al.* (2001), Chang (2004), Charles e Darné (2009), utilizaram o rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988).

Já Wright (2000), e Azad (2009) realizaram seus estudos com o rácio de variância de Wright (2000). Outra metodologia empregada foi a de *bootstrap* pelos autores Lee et al. (2001), Chang (2004), Charles e Darné (2009). Além destas, Fong *et al.* (1997) e Lee *et al.* (2001) também utilizaram a estatística Wald para realização de seus estudos aplicada ao *bootstrap*. É importante observar que os estudos utilizaram um ou mais métodos.

Em relação às frequências empregadas para a série histórica, Lothian (1990) e Smoluk *et al.* (1998) usaram a anual. Já Chortareas e Kapataniotis (2003) utilizaram frequência trimestral. Newbold *et al.* (1998) e Wu e Chen (1998) a empregaram mensalmente. De outra forma, Liu e He (1991), Ajayi e Karemera (1996), Fong *et al.* (1997), Wright (2000), Charles e Darné (2009) e Azad (2009) analisaram a frequência semanal. Por fim, Ajayi e Karemera (1996), Lee *et al.* (2001), Jeon and Seo (2003), Chang (2004), Azad (2009) e Charles e Darné (2009) pesquisaram a frequência diária. Da mesma forma que ocorreu com a metodologia empregada, alguns estudos utilizaram mais de uma frequência, porém quando isso ocorreu utilizaram-se as frequências diárias e semanais.

As maiores diferenças entre os estudos foram relacionadas ao mercado cambial testado e o período escolhido, sendo que nenhum estudo utilizou o mesmo intervalo temporal.

No Brasil, a adoção do câmbio flutuante administrado ocorreu em 1999 e, apesar de persistir a intervenção do Banco Central no câmbio, pode-se testar a eficiência do mercado cambial.

Apesar de muitas abordagens acerca da eficiência do mercado de capitais brasileiro, pouco tem sido comentado sobre o mercado de câmbio, que representa a relação entre a moeda de diferentes países. Assim, necessita-se verificar estudos sobre sua eficiência para poder testar a hipótese.

No caso específico do BRL, as principais referências para o desenvolvimento deste trabalho são: Lima e Tabak (2007) que, utilizando o rácio de variância com a estatística Wald e *bootstrap* para dados diários e semanais, encontraram evidências de eficiência no mercado cambial brasileiro e de outras moedas em diferentes períodos. Tabak e Lima (2009) que, utilizando o rácio de variância com estatística

Wald e *bootstrap* para dados diários não encontraram indícios de eficiência no mercado de câmbio brasileiro. Roma *et al.* (2013) que testaram a forma fraca de eficiência na taxa de câmbio USD/BRL, utilizando testes de raiz unitária e o rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988) para dados diários no período de 2000 a 2012, não comprovando sua eficiência na forma fraca. Paloma e Sartoris, (2016) utilizando *bootstrap*, não encontraram evidência de eficiência no mercado cambial USD/BRL.

Kumar e Kamaiah (2016) utilizaram os rácios de variância de Lo e Mackinlay (1988) com modificações de Chow-Denning (1993), Choi (1999), Chen-Deo (2006) e para dados diários, no período de abril de 1994 a setembro de 2014, não encontraram evidência da eficiência na forma fraca do mercado cambial brasileiro e dos demais câmbios pesquisados em relação ao USD.

Por fim, Sensoy e Tabak (2016) não encontram evidência da eficiência na forma fraca do mercado cambial brasileiro e das demais moedas pesquisadas, utilizando *bootstrap* e o expoente generalizado de Hurst para dados diários.

Pode-se verificar ao observar a tabela 1 uma síntese dos principais estudos realizados no mercado cambial para testar sua HME de diversas moedas em relação ao USD. Além das diversas metodologias e mercados cambiais, observam-se os diversos períodos analisados, bem como a utilização de dados em diferentes frequências.

Tabela 1. Principais estudos realizados no mercado cambial.

Estudo	Método utilizado	Frequência	Período Estudado	Resultados em relação ao USD
Lothian (1990)	Raiz unitária, correção de erro e testes de cointegração	Anual	1874-1987	NE para JPY.
Liu e He (1991)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988)	Semanal	Ago/1974 a Mar/1989	NE para CAD, FRF, DEM, JPY, GBP
Ajayi e Karemera (1996)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988)	Diário e Semanal	1986-1991	Ef para HKD, INR, KRW, PHP, SGD. NE para MYR, TWD, THB.

Estudo	Método utilizado	Frequência	Período Estudado	Resultados em relação ao USD
Fong et al. (1997)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988), estatística Wald e <i>bootstrap</i>	Semanal	1974-1989	NE para CAD, FRF, DEM, JPY, GBP
Newbold et al. (1998)	Raiz unitária, testes de autocorrelação e de cointegração	Mensal	Mai/1984 a Out/1995	NE para DEM, GBP, JPY
Smoluk et al.(1998)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988), testes de autocorrelação	Anual	1869-1994	Ef para GBP
Wu e Chen (1998)	Raiz unitária em painel	Mensal	1979 -1995	Ef para CAD, DEM, FRF, ITL, JPY, NLG
Wright (2000)	Rácio de variância de Wright (2000)	Semanal	Ago/1974 a mai/1996	NE para CAD, FRF, DEM, JPY, GBP.
Lee et al. (2001)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988), estatística Wald e <i>bootstrap</i>	Diário	1988 a 1995	Ef para KRW; NE para AUD, HKD, MYR, NZD, PHP, SGD, TWD, THB.
Jeon e Seo (2003)	Raiz unitária e testes de cointegração	Diário	1996 a fev/2001	Ef para CAD, DEM, FRF, ITL, JPY, NLG, CHF, USD, GBP
Chortareas e Kapatianos (2003)	Raiz unitária não linear	Trimestral	1960 a 1994	NE para JPY
Chang (2004)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988); e <i>bootstrap</i>	Diário	Ago/1974 a dez/1998	NE para JPY Inconclusivo para CAD, FRF, DEM, GBP.
Lima e Tabak (2007)	Rácio de variância, estatística Wald e <i>bootstrap</i>	Diário e Semanal	Diferentes períodos	Ef para ARS, BRL, INR, HKD, MYR, PHP, MYR, RUB, SGD, THB.
Tabak e Lima (2009)	Rácio de variância, estatística Wald e <i>bootstrap</i>	Diário	Mar/1999 a Fev/2006	NE para BRL
Azad (2009)	Rácio de variância de Wright (2000)	Diário e Semanal	1998-2007	Ef para AUD, INR, JPY, NZD, PHP, SGD, KRW
Charles e Darné (2009)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988) e <i>bootstrap</i>	Diário e semanal	Jan/1999 a Mai/2008	Ef para AUD, CAD, JPY, GBP, USD, NZD, KRW, CHF. NE para SEK. Inconclusivo para SGD, NOK.
Roma et al. (2013)	Raiz unitária e rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988)	Diário	2000 - 2012	NE para BRL
Palma e Sartoris (2016)	<i>Bootstrap</i>	Mensal	1999 - 2013	NE para BRL
Kumar e Kamaiah (2016)	Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988), Choi (1999), Chen-Deo (2006) e Chow-Denning (1993)	Mensal	Abr/1994 a Set/2014	NE para BRL, RUB, CNY, ZAR, IDR
Sensoy e Tabak (2016)	<i>Bootstrap</i> e Expoente generalizado de Hurst	Diário	2003-2013	NE para TRY, NZD, CHF, GBP, AUD, SEK, MXN, CAD, ZAR, NOK, KRW, PLN, CZK, ILS, BRL, CLP.

Fonte: Adaptado de Charles e Darné (2009), Azad (2009) e autor.

Notas: Ef - Hipótese de Mercado Eficiente; NE – Hipótese de Mercado não eficiente.

AUD: Dólar australiano; ARS: Peso argentino; BRL: Real brasileiro; CAD: Dólar canadense; CHF: Franco suíço; CLP: Peso chileno; CNY: Yuan chinês; CZK: Coroa checa; DEM: Marco alemão; FRF: Franco francês; GBP: Libra britânica; HKD: Dólar de Hong Kong; IDR: Rúpia indonésia; ILS: Novo shekel israelense; INR: Rúpia indiana; ITL: Lira italiana; JPY: Iene japonês; KRW: Won sul-coreano; MXN: Peso Mexicano; MYR: Ringgit da Malásia; NLG: Florim holandês; NOK: Coroa norueguesa; NZD: dólar da Nova Zelândia; PHP: Peso filipino; PLN: Zloty polonês; RUB: Rublo russo; SEK: Coroa sueca; SGD: Dólar de Singapura; THB: Baht tailandês; TRY: Lira Turca; TWD: Dólar taiwanês; USD: Dólar dos Estados Unidos; ZAR: Rand Sul-africano.

4. METODOLOGIA E DESENVOLVIMENTO DE HIPÓTESE

Esta seção tem como objetivo descrever o processo metodológico utilizado no presente trabalho, abordando o desenvolvimento da hipótese e os testes utilizados para testá-la.

4.1. Desenvolvimento da hipótese

Após a breve exposição feita durante a revisão de literatura, o objetivo é testar se o mercado cambial USD/BRL é ou não eficiente na forma fraca. Assim, formula-se o seguinte teste de hipóteses:

H1a: O mercado cambial USD/BRL é eficiente na forma fraca, e

H1b: O mercado cambial USD/BRL não é eficiente na forma fraca.

4.2. Metodologia

A hipótese da eficiência se baseia no pressuposto de que os preços dos ativos refletem as informações relevantes disponíveis aos investidores e ao público em geral. O fluxo das informações é imprevisível, tornando os preços dos ativos também imprevisíveis. A hipótese de que a chegada de informações fundamentais ao mercado é aleatória e, portanto, os movimentos dos preços dos ativos também serão aleatórios, é englobada pela teoria do passeio aleatório dos preços dos ativos.

Segundo Forti *et al.* (2009), para identificar a forma fraca, os testes procuram mensurar quão bem os retornos passados predizem retornos futuros. Caso possam ser encontrados padrões de comportamento, esquemas de investimentos ou correlação dos preços com qualquer tipo de variável, então se considera que o mercado possui ineficiência na sua forma fraca.

Levich (2001) diz que todos os testes de eficiência de mercado são testes de hipótese conjunta, assim como metodologia, testes econométricos são conduzidos na taxa de câmbio USD/BRL, buscando indícios de eficiência informacional na forma fraca no mercado, mesmo a eficiência do mercado não sendo fácil de testar empiricamente, conforme Sensoy e Tabak (2016): “Eficiência do Mercado é um conceito vital que não é fácil de testar empiricamente”. Corroborando, Palma e Sartoris (2016) dizem que definir a estrutura é complicado, uma vez que ainda não existe uma metodologia bem estabelecida para o fazer.

Da análise dos principais estudos (sintetizados na tabela 1 apresentada na revisão da literatura), verifica-se que os pesquisadores chegaram a conclusões diferentes, podendo-se elencar três fatores

principais para essas divergências: a utilização de métodos, frequência de dados e períodos distintos para a realização do teste da HME.

O presente trabalho utiliza o processo de Passeio Aleatório 3 (mais conhecido por *random walk* 3) para testar a HME, pois, conforme Taylor (2005), a hipótese de passeio aleatório confirma que as mudanças nos preços são imprevisíveis de alguma forma e Charles e Darné (2009) dizem que se a taxa de câmbio nominal segue um passeio aleatório, então o mercado é eficiente na forma fraca. Isso significa que é impossível para um investidor obter retornos anormais através de especulação, mas se a taxa de câmbio nominal for previsível, então o mercado não é eficiente na forma fraca, significando que os investidores podem obter retornos anormais através da especulação.

Para buscar essa resposta, desde o trabalho seminal de Lo e Mackinlay (1988) e Poterba e Summers (1988), o rácio de variância padrão e seus aperfeiçoamentos foram usados para testar a eficiência do mercado hipótese de passeio aleatório para taxa de câmbio nominal, verificando-se essa afirmação na tabela 1.

Complementando, Azad (2009) diz que do ponto de vista econométrico, o passeio aleatório implica em que a série tenha raiz unitária e que os incrementos da série sejam não correlacionados (Passeio Aleatório 3). Se essas duas propriedades são encontradas, pode-se dizer que a série financeira segue um passeio aleatório. Enquanto a primeira propriedade do passeio aleatório é identificada pelos testes de raiz unitária, os incrementos não correlacionados são identificados pelos rácios de variância, sendo que esses testes se complementam.

Para que esses testes possam ser realizados, Taylor (2005) afirma que testes da hipótese de passeio aleatório exigem dados, testes estatísticos, e a distribuição da estatística quando a hipótese for verdadeira.

Vários testes estatísticos estão disponíveis. Seu poder de identificar alternativas à aleatoriedade depende da estatística e da alternativa. O rácio de variância de Lo e MacKinlay (1988) é particularmente poderoso quando a alternativa é a tendência de preços ou a reversão média dos preços.

No caso deste trabalho, foi utilizado um período diferente dos outros e o período relevante para o estudo é a partir de 18 de janeiro de 1999, data da entrada em vigor do regime de câmbio flutuante administrado no Brasil até 31 de dezembro de 2016. Para tornar mais robusta a análise, a amostra é dividida em subperíodos, conforme metodologia adotada pelos estudos de Lo e Mackinlay (1988), Liu e He (1991), Lima e Tabak (2007), Azad (2009), Mobarek e Fiorante (2014) e Sensoy e Tabak (2016) comparando seus resultados com todo o período estudado.

Assim, de modo a analisar se a série segue ou não, um passeio aleatório 3 (RW3) (Campbell *et al.* 1997), utilizamos alguns testes de raiz unitária, bem como o rácio de variância que são descritos a seguir.

4.2.1. Passeio Aleatório

Em primeiro lugar é necessário explicar o que é um passeio aleatório. De acordo com Campbell *et al.* (1997), o passeio aleatório pode ser dividido em três tipos:

- **Passeio Aleatório 1 (RW1):** Onde existem incrementos Independentes e Identicamente Distribuídos (IID). Este é o tipo mais simples da hipótese de passeio aleatório, onde P_t é dado por $P_t = u + P_{t-1} + e_t$ (1), $e_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. Onde $P_t = \log P_t$; u é o valor esperado de mudança ou *drift*, e $\text{IID}(0, \sigma^2)$ mostra que e_t é IID com média 0 e variância σ^2 . A afirmação de incrementos IID é muito forte e teórica, dificilmente verificada na prática, porém fornece uma boa definição sobre o comportamento do passeio aleatório em geral.
- **Passeio Aleatório 2 (RW2):** Aqui existem apenas Incrementos Independentes. A premissa dos incrementos IID não é plausível para os preços dos ativos financeiros para longos períodos de tempo. Assim, abandona-se a premissa da RW1 para incluir processos de incrementos independentes, mas não identicamente distribuídos (INID), possibilitando heteroscedasticidade condicional para os valores de e_t em (1), sendo uma característica dada à variação no decorrer do tempo da volatilidade nos ativos financeiros. Nota que, apesar de RW2 ser mais fraca que a RW1, esta possui propriedades econômicas mais interessantes como a imprevisibilidade dos incrementos nos preços futuros.
- **Passeio Aleatório 3 (RW3):** Sugere incrementos não correlacionados. Uma versão ainda mais fraca e mais geral de passeio aleatório, porém a mais frequentemente testada na literatura financeira, pode ser obtida ao relaxar a premissa de independência da RW2, incluindo processos com incrementos dependentes, mas não correlacionados, onde $\text{Cov}[e_t, e_{t+k}] = 0, \forall k \neq 0$ (2); e $\text{Cov}[e_{2t}, e_{2t+k}] \neq 0$ (3), para algum $k \neq 0$. Ou seja, seus incrementos são não correlacionados, porém não são independentes, pois os incrementos ao quadrado evidenciam correlação.

4.2.2. Testes

Quanto aos testes utilizados para testar a hipótese proposta, verifica-se que os testes mais utilizados para verificar se determinada série segue um passeio aleatório 3 são testes de base de raiz unitária, seguidos do rácio de variância.

Os testes de raiz unitária servem para verificar se determinada série temporal é estacionária ou não, cujo processo tem como propriedade que a média, variância e estrutura de autocorrelação são constantes no decorrer do tempo. Assim, no presente trabalho foca-se nos testes:

- *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*

Segundo Dickey-Fuller devem ser consideradas 3 abordagens para o teste ADF, porém a presente dissertação utilizou o Passeio Aleatório com *drift* e sem tendência determinística. Aqui, inclui-se um número de variáveis desfasadas da primeira diferença de Y_t (a variável dependente), até obtermos erros e_t não autocorrelacionados, consistindo em efetuar uma regressão com a variável em diferença e testar a proximidade do coeficiente de um termo em nível em relação à unidade. Como utilizamos primeiras diferenças na série testada, aplica-se já a hipótese de eficiência fraca. Uma vez que é regra utilizar primeiras diferenças neste caso. Nota que o teste ADF tem duas hipóteses onde H_0 : não estacionaridade ou raiz unitária ou *random walk* e H_a : presença de estacionaridade. A estimação do modelo de teste é feita por OLS (MMQ em Português) e a série é considerada não estacionária se o *p-value* correspondente ao teste for superior a 0.01 (assumindo um nível de significância de 1%), ou se $t_{\text{estatístico}}$ for inferior ao $t_{\text{crítico}}$. Basicamente, o processo consiste em aplicar o teste ADF à 1ª diferença para verificar se a série é estacionária ou não.

- *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)*

Este teste foi proposto por Kwiatkowski *et al.* (1992) com o objetivo de corrigir eventuais falhas do teste ADF de baixo poder em relação às autoregressões estáveis com os valores das raízes próximas da unidade e em relação às alternativas integradas. Para isso, utiliza a hipótese nula de estacionariedade, robustecendo ou não confirmando os resultados obtidos no teste de ADF. A ideia é que a série Y_t é decomposta por um passeio aleatório e um termo de erro estacionário. Assim as hipóteses do teste são: H_0 : quando $\sigma_v^2 = 0$ temos estacionariedade ou H_a : quando $\sigma_v^2 > 0$ não temos estacionariedade ou raiz unitária ou *random walk*. Onde σ_v^2 estimado é um estimador consistente da variância de e_t . Ainda, a distribuição não é uma normal. Deve-se notar que, neste teste, as hipóteses são contrárias ao teste ADF.

- *Phillips–Perron (PP)*

Por último, há o teste PP: A literatura também utiliza o teste PP para confirmar os resultados obtidos pelos testes apresentados anteriormente, uma vez que este oferece uma alternativa quando há componentes de médias móveis nas séries temporais.

A equação de estimação é semelhante ao ADF, apesar de estimada com método diferente, tende a ser mais sensível em relação a quebras estruturais. Assim, o teste apresenta hipóteses similares ao teste ADF. H_0 : não estacionaridade ou raiz unitária ou *random walk* e H_a : presença de estacionaridade.

Isto porque estes testes verificam a existência ou não de estacionariedade de uma série o que permite inferir sobre o caso de estudo. Nota que complementa-se esta análise com o teste de variância de Lo e Mackinlay (1988) de modo a estudar o comportamento do desvio padrão.

- *Rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988)*

Segundo Liu e He (1991), o rácio variância de Lo e Mackinlay (1988) é tão ou mais poderoso quanto o teste de Dickey Fuller, pois Lo e Mackinlay sugerem rejeição ao passeio aleatório devido às autocorrelações ao invés da heteroscedasticidade. Essa característica contempla a possibilidade da hipótese de *overshooting* ou *undershooting*², que é recorrente no mercado cambial USD/BRL. Dessa maneira, visando aumentar a confiabilidade dos testes cruzando seus resultados, faz-se necessária a mensuração do rácio de variância para confirmar ou não os testes realizados anteriormente.

Tabak e Lima (2009) definem a metodologia do rácio de variância (VR) como razão da variância dos retornos do período q por q vezes a variância dos retornos de outro período (4).

$$VR(q) = \sigma^2_q / q\sigma^2 \quad (4)$$

Para que a hipótese nula de um passeio aleatório se confirme, este rácio deve ser, estatisticamente, igual a 1. Se essa relação for menor que 1, então temos indicações de correlação serial negativa (reversão à média) e razões maiores que 1 implicam correlação serial positiva (aversão à média).

²Segundo Dornbusch (1976), *overshooting* e *undershooting* são grandes flutuações nas taxas de câmbio, ao mesmo tempo que estabelecem que tais movimentos cambiais são consistentes com a formação de expectativas racionais.

5. DADOS

Para a elaboração deste estudo e implementação das metodologias descritas no capítulo anterior, foi necessária a recolha de dados. Esta recolha foi realizada por intermédio da base de dados Datastream, de onde foram extraídas as cotações diárias do câmbio USD/BRL no período selecionado para o estudo visando a construção da base referente ao estudo. Neste capítulo são apresentados os dados utilizados bem como o processo de recolha, como o período da pesquisa com sua respectiva divisão em subperíodos.

5.1. Descrição da Amostra

Para a recolha de dados utilizou-se a Thomson Reuters Datastream. Quanto às series necessárias, o foco incidiu sobre a taxa de câmbio USD/BRL.

A partir do início de 1999, quando o câmbio passou a ser flutuante, este passou a ter muito mais oscilação tanto de alta quanto de baixa, verificando-se certas tendências durante a série.

Assim, tendo em vista o câmbio ser considerado fixo, apesar das pequenas oscilações, não há razão para testar sua eficiência neste período e caso fosse incluído, juntamente com toda a amostra, esta ficaria erroneamente enviesada. Desta forma, utilizou-se neste estudo o período do câmbio flutuante que compreende o período de 18 de janeiro de 1999 até 31 de dezembro de 2016.

Em consonância com Azad (2009) e outros estudos mencionados na Tabela 1, analisou-se a eficiência na forma fraca em alta (diária) e média (semanal) frequências de dados, por possuir um número apropriado de observações. Como a frequência diária pode possuir ruído nos retornos, sendo menos racional e por ter valores com menores flutuações que podem dificultar a análise do fenômeno estudado, utiliza-se, também, a frequência semanal visando evitar falhas com dados de alta e baixa frequência.

Um mercado pode ser considerado eficiente na forma fraca, se for demonstrado que se comporta de forma aleatória em qualquer nível de frequência de dados, porém a utilização de dados de menor frequência como mensal, trimestral e/ou anual, por exemplo, possuiria poucas observações, o que prejudicaria os resultados dos testes, sendo menos poderoso, tendo em vista a possível perda de informações ocorridas no período entre os valores observados.

Assim, este estudo é baseado em uma extensa amostra, no total, a amostra contou, inicialmente, com 4685 observações diárias e 937 observações semanais. O que perfaz uma série temporal

significativa. Note que, os dados semanais utilizados foram relativos ao valor do fechamento das quartas-feiras. De modo a lidar com possíveis “*missing values*”, quando alguma observação foi perdida, esta foi substituída pelo fechamento da terça-feira ou da quinta-feira, nesta ordem, visando evitar um possível efeito de calendário, o efeito de final de semana.

No tratamento dos dados, notou-se que havia inúmeros dados diários com retorno igual a zero, mesmo sendo possível tal resultado, foi feita uma verificação mais aprofundada cruzando dados no sítio do Banco Central e constatou-se que nos dias constantes no Anexo I o mercado encontrava-se fechado. Neste caso, essas 55 observações diárias foram excluídas, permanecendo 4630 observações. Em relação aos dados semanais, este fato não ocorreu, permanecendo 937 observações semanais.

Brooks (2011) afirma que é largamente sabido que o preço dos ativos possui raiz unitária. Entretanto, as séries do retorno dos ativos não possuem mais raiz unitária, embora isso não implique que os retornos sejam independentes. Corroborando, Taylor (2005) assegura que a análise estatística do preço de mercado é mais difícil que a análise da variação nos preços. Este fato ocorre devido aos preços consecutivos serem altamente correlacionados, mas as variações consecutivas têm muito pouca correlação, caso exista. Consequentemente, é mais conveniente investigar as medidas do retorno, por possuir propriedades estatísticas mais interessantes do que série dos preços.

A explicação acima se aplica ao caso deste estudo, no qual o retorno do ativo se refere à variação cambial, podendo ser facilmente comprovada na análise das figuras 4 e 5 que apresentam a evolução diária da taxa de câmbio e do retorno, respectivamente.

Na figura 4, verifica-se claramente uma grande correlação nos preços de t e $t-1$, demonstrando uma alta persistência em seus valores e que os efeitos no preço demoram a dissipar. Esse fato já não ocorre com tanta intensidade nos retornos diários (figura 5), apesar de parecer existir alguns *clusters* de volatilidade a uma primeira vista.

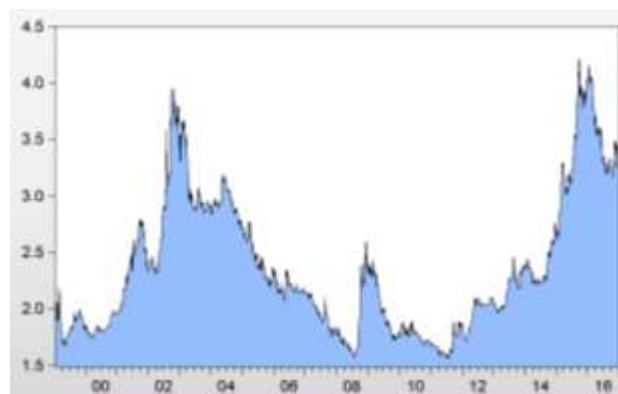


Figura 4. Evolução do valor da taxa de câmbio diária USD/BRL no período de 18/jan/1999 a 31/dez/2016.

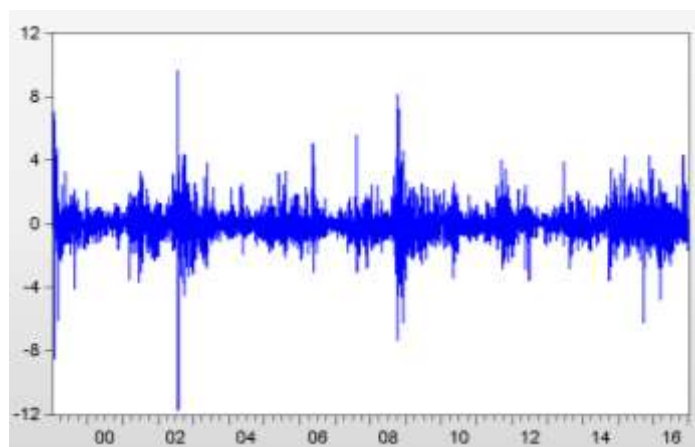


Figura 5. Evolução da variação da taxa de câmbio USD/BRL diária em % no período 18/jan/1999 a 31/dez/2016.

Assim utilizaram-se os retornos, porque pretende-se não só estudar a sua evolução ao longo do tempo, mas também porque a hipótese de eficiência fraca dos mercados é testada em primeiras diferenças, o que torna a análise mais fluida.

Além disso, conforme Racine e White (2001), a fim de se evitar possíveis problemas de não-estacionaridade, utiliza-se o logaritmo da primeira diferença da taxa de câmbio, e consoante com Wooldrige (2009) utiliza-o para se evitar flutuações elevadas devido aos *outliers*, suavizando a análise. Assim, foi empregado o retorno em logaritmo e seu cálculo foi feito com a seguinte fórmula:

$$100 [\ln (P_t/P_{t-1})] \quad (5)$$

A amostra final inclui 4629 observações de retornos diários e 936 observações semanais, pois para que se possa obter o primeiro valor do retorno, necessita-se do fechamento de dois períodos, com isso, não possuindo retorno para a primeira observação da série de taxa de câmbio.

Com o objetivo de analisar a robustez dos resultados da pesquisa, comparou-se os dados diários de todo o período da amostra com diferentes subperíodos. Esse mesmo procedimento foi feito para análise dos resultados com dados semanais.

Para a divisão da amostra utilizaram-se os critérios da não divisão de um ano em mais de um subperíodo e foram utilizados alguns marcos temporais. Com isso, a separação ficou da forma que ilustra a figura 6 abaixo.



Figura 6. Marcos Temporais.

5.2. Estatísticas Descritivas

A variável de pesquisa é a taxa de câmbio USD/BRL, com a posse dos dados, é possível computar o retorno da série com suas respectivas primeiras diferenças.

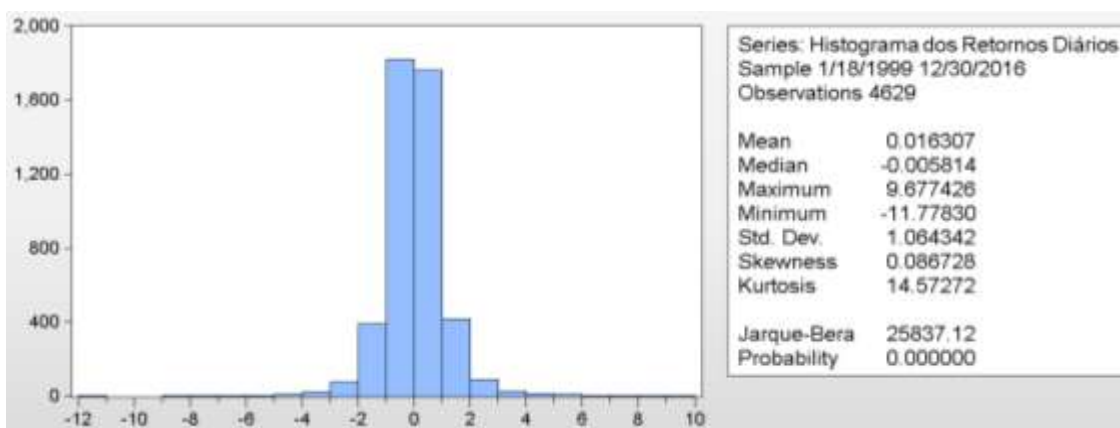


Figura 7. Estatística descritiva e histograma dos retornos diários em % da taxa de câmbio USD/BRL.

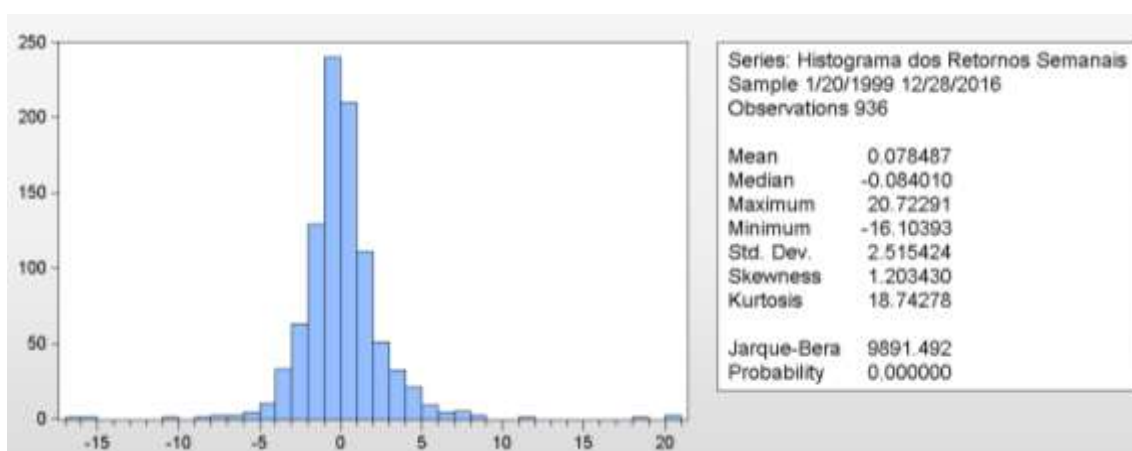


Figura 8. Estatística descritiva e histograma dos retornos semanais em % da taxa de câmbio USD/BRL.

É possível visualizar na figura 7 que a série em estudo possui 4629 observações (frequência diária) com média 0.016%. A amplitude dos dados percorre do mínimo de -11.778% ao máximo de 9.677%. Como se pode visualizar na figura 8, a série em estudo possui 936 observações (frequência semanal) com média 0.078%. A amplitude dos dados percorre do mínimo de -16.104% ao máximo de 20.723%. Os dados possuem muita curtose, com relativa diferença das simetrias das médias e medianas. A existência de normalidade na série foi verificada através do teste Jarque-Bera, sendo a hipótese nula de que os dados seguem a distribuição gaussiana e, a hipótese alternativa, o contrário. O teste Jarque-Bera, com hipótese nula de normalidade da série, é rejeitado ao nível de significância de 1% para ambas as frequências.

Na tabela 2 abaixo, são apresentadas as estatísticas descritivas para o período global e também para os diferentes subperíodos usando dados diários e semanais. Os histogramas dos subperíodos são apresentados nos anexos II e III.

Tabela 2. Estatísticas descritivas para o período global e diferentes subperíodos usando dados diários e semanais.

Período	Freq	Obs	Med (%)	Max (%)	Mín (%)	Simetria	Kurtose	Desvio Padrão	Jarque-Bera	p-value Jarque Bera
Toda amostra	Diária	4629	0.016307	9.677	-11.778	0.087	14.573	1.064	25837.120	0.000
1999-2002	Diária	1016	0.083	9.677	-11.778	-0.472	17.026	1.324	8366.019	0.000
2003-2007	Diária	1293	-0.053	5.560	-3.188	0.816	7.723	0.820	1345.195	0.000
2008-2011	Diária	1033	0.005	8.124	-7.387	0.546	11.719	1.165	3323.500	0.000
2012-2016	Diária	1287	0.043	4.346	-6.237	-0.084	6.592	0.959	693.525	0.000
Toda amostra	semanal	936	0.078	20.723	-16.104	1.203	18.743	2.515	9891.492	0.000
1999-2002	semanal	205	0.390	20.069	-16.104	0.718	15.665	3.430	1387.785	0.000
2003-2007	semanal	261	-0.260	7.235	-6.839	0.586	5.532	1.803	84.659	0.000
2008-2011	semanal	209	0.027	20.723	-10.590	2.246	20.716	2.679	2908.937	0.000
2012-2016	semanal	261	0.214	7.413	-5.919	0.234	3.673	2.077	7.313	0.026

Os resultados obtidos para os retornos diários de toda amostra e de seus subperíodos estão em consonância com Taylor (2005), onde sua distribuição não é normal, aproximadamente simétrica, tem picos elevados e caudas espessas.

Observa-se que a quantidade de observações é significativamente menor para os dados semanais, porém possui uma maior amplitude dos dados obtidos, sendo mais distante da simetria. A hipótese de normalidade é rejeitada a 1% para todos os subperíodos, excetuando o período compreendido de 2012 a 2016 para os dados semanais em que a hipótese de normalidade não é rejeitada a 1%, embora seja rejeitada a 5%.

6. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados os resultados obtidos no presente estudo. Foi utilizada uma metodologia empírica com recorrência a três testes de raiz unitária e um rácio de variância.

O objetivo principal do estudo é avaliar se o mercado de câmbio USD/BRL é eficiente na forma fraca no período selecionado. Assim, foram analisados os resultados obtidos para verificar se os mesmos comprovam a existência ou não do passeio aleatório 3.

Os resultados dos testes são reportados em tabelas consolidadas com seus dados principais, sendo os resultados mais detalhados apresentados em anexo no final deste trabalho.

Inicialmente, testou-se a amostra usando dados diários para todo o período da pesquisa. Este formato de alta frequência é comum e por isso decidimos testá-lo de modo a verificar se obtemos resultados de acordo com a literatura. Além disso, visando analisar a robustez dos resultados, realizaram-se os testes com dados semanais e dividindo, em ambas as frequências, a amostra em subperíodos.

Uma vez que a literatura também foca estas frequências de dados, espera-se também obter resultados próximos dos encontrados nos trabalhos similares.

6.1. Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Aplicou-se o teste ADF à 1ª diferença para verificar se a série é estacionária ou não, onde a hipótese nula é de não estacionaridade. Obtendo-se os seguintes resultados constantes na Tabela 3. Os resultados mais detalhados destes testes encontram-se nos Anexos IV e V.

Tabela 3. Resultados teste de Dickey-Fuller Aumentado.

Período	Freq	t-statistic	Valor crítico a 1%	p-value
Toda amostra	diária	-50.553	-3.432	0.000
1999-2002	diária	-25.209	-3.437	0.000
2003-2007	diária	-34.714	-3.435	0.000
2008-2011	diária	-32.824	-3.436	0.000
2012-2016	diária	-36.015	-3.435	0.000
Toda amostra	Semanal	-35.730	-3.437	0.000
1999-2002	Semanal	-20.152	-3.462	0.000
2003-2007	Semanal	-14.923	-3.455	0.000
2008-2011	Semanal	-16.166	-3.462	0.000
2012-2016	Semanal	-16.810	-3.455	0.000

Verifica-se que o teste ADF apresenta valores do t-statistic que são menores que o valor crítico a 1% e um *p-value* = 0.000 para toda amostra e seus subperíodos, o que significa uma clara rejeição da hipótese nula com 1% de significância e, portanto, a série é estacionária de 1ª ordem, não se verificando a hipótese de passeio aleatório, mesmo com os valores da estatística t semanais apresentando valores inferiores aos dos dados diários.

6.2. Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)

Com o teste KPSS continua-se a testar a raiz unitária, pois a literatura sugere a utilização de ambos os testes para corrigir possíveis falhas do teste ADF, aumentando a robustez dos resultados obtidos.

Contrariamente ao teste ADF, aqui a hipótese nula é de estacionaridade, então para obter o mesmo resultado que no teste ADF não se pode rejeitar a hipótese nula. Para isso, a estatística LM tem que ser menor que o Valor Crítico. Obtendo-se os seguintes resultados constantes na Tabela 4. Toda extensão deste teste encontra-se nos Anexos VI e VII.

Tabela 4. Resultados do teste KPSS.

Período	Freq	Valor Crítico a 1%	LM-Stat.
Toda amostra	diária	0.739	0.173
1999-2002	diária	0.739	0.089
2003-2007	diária	0.739	0.037
2008-2011	diária	0.739	0.104
2012-2016	diária	0.739	0.133
Toda amostra	Semanal	0.739	0.159
1999-2002	Semanal	0.739	0.099
2003-2007	Semanal	0.739	0.035
2008-2011	Semanal	0.739	0.112
2012-2016	Semanal	0.739	0.140

Ao observar a tabela 4, verifica-se a estatística LM tem valores iguais, independente do número da amostra, isto ocorre, de acordo com Kwiatkowski *et al.* (1992), quando é testada a hipótese nula sem tendência, assim seus valores críticos não se alteram.

Continuando a análise da tabela 4, é possível verificar que os valores do LM-Stat para todos os períodos, em ambas as frequências, são bem menores que o valor crítico a 1% (0.739). Assim, deduz-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de estacionaridade para todos os períodos nas duas frequências, confirmando os resultados do teste ADF.

6.3. Teste Phillips–Perron (PP)

Apesar de ter testado com o teste ADF e KPSS, a literatura também utiliza o teste PP para confirmar os resultados anteriores, uma vez que este oferece uma alternativa quando há componentes de médias móveis nas séries temporais. No teste de PP, é verificada se a série é estacionária ou não, onde a hipótese nula é de não estacionaridade, conforme ocorre com o teste ADF. Os resultados do teste de PP para dados diários e semanais são apresentados na tabela 5. Os resultados completos deste teste são apresentados nos Anexos VIII e IX.

Tabela 5. Teste PP.

Período	Freq	Valor crítico a 1%	Adj t-stat	p-value
Toda amostra	Diária	-3.432	-64.921	0.000
1999-2002	Diária	-3.437	-27.822	0.000
2003-2007	Diária	-3.435	-34.713	0.000
2008-2011	Diária	-3.436	-32.824	0.000
2012-2016	Diária	-3.435	-36.015	0.000
Toda amostra	Semanal	-3.437	-35.669	0.000
1999-2002	Semanal	-3.462	-20.030	0.000
2003-2007	Semanal	-3.455	-14.923	0.000
2008-2011	Semanal	-3.462	-16.166	0.000
2012-2016	Semanal	-3.455	-16.810	0.000

No caso testado, para todos os períodos analisados, o valor do adj t-stat é menor que o valor crítico a 1%. Esses valores são confirmados pelos resultados de todos os *p-values*, em ambas as frequências, que possuem valor igual a 0.000. Com isso, a hipótese nula de não estacionaridade é rejeitada para todos os períodos com 1% de significância. Esse resultado corrobora os resultados obtidos nos testes ADF e KPSS.

6.4. Rácio de variância

Por fim, analisa-se o rácio de variância para aumentar a confiabilidade dos testes já feitos, por ser robusto para heterocedasticidade. Para que a hipótese nula de um passeio aleatório se confirme com 1% de significância, o *p-value* deve ser maior que 0.01. Além disso, se a relação do rácio de variância for menor que 1, então temos indicações de correlação serial negativa (reversão à média) e razões maiores que 1 implicam correlação serial positiva (aversão à média). Na tabela 6, são reportados os resultados para os dados diários e semanais com a exposição dos rácios de variância para 2 *lags*. Os resultados completos destes testes, inclusive para os demais *lags* selecionados, encontram-se nos Anexos X e XI.

Tabela 6. Rácio de variância.

Período	Freq	Rácio de variância	Desvio padrão	p-value
Toda amostra	diária	0.563	0.035	0.000
1999-2002	diária	0.677	0.064	0.000
2003-2007	diária	0.534	0.059	0.000
2008-2011	diária	0.499	0.086	0.000
2012-2016	diária	0.514	0.051	0.000
Toda amostra	Semanal	0.414	0.109	0.000
1999-2002	Semanal	0.331	0.203	0.001
2003-2007	Semanal	0.592	0.088	0.000
2008-2011	Semanal	0.421	0.231	0.012
2012-2016	Semanal	0.482	0.083	0.000

Da análise da tabela 7, observam-se diferentes resultados, apesar de quase todos os períodos rejeitarem a hipótese nula de passeio aleatório, há o período 2008-2011 para os dados semanais, no qual a hipótese nula é rejeitada a 1% de significância, porém não é rejeitada a 5% de significância, assim tendo indicações de correlação serial negativa (reversão à média).

6.5. Síntese e discussão dos resultados

Após a realização dos quatro testes para todos os períodos, foi feita a tabela 7 com a consolidação se o passeio aleatório foi confirmado ou não para cada período em cada teste realizado.

Tabela 7. Síntese dos resultados de Passeio Aleatório de cada período para cada teste realizado.

Período	Freq	ADF	KPSS	PP	Rácio de variância
Toda amostra	Diária	Não	Não	Não	Não
1999-2002	Diária	Não	Não	Não	Não
2003-2007	Diária	Não	Não	Não	Não
2008-2011	Diária	Não	Não	Não	Não
2012-2016	Diária	Não	Não	Não	Não
Toda amostra	Semanal	Não	Não	Não	Não
1999-2002	Semanal	Não	Não	Não	Não
2003-2007	Semanal	Não	Não	Não	Não
2008-2011	Semanal	Não	Não	Não	Não
2012-2016	Semanal	Não	Não	Não	Não

Nos testes realizados, não se encontrou o passeio aleatório procurado. Assim, de acordo com os resultados obtidos nos testes, verificamos que, nos casos dos dados diários e semanais, não existe um processo de passeio aleatório e, portanto, não se verifica a hipótese de eficiência fraca do mercado do mercado cambial USD/BRL.

O resultado obtido está de acordo com os trabalhos de Tabak e Lima (2009), Roma *et al.* (2013), Palma e Sartoris (2016), Kumar e Kamaiah (2016), Sensoy e Tabak (2016) que estudaram a eficiência do mercado cambial USD/BRL.

As implicações desse resultado para a cobertura do risco e obtenção de ganhos anormais são abordados na próxima seção.

7. COBERTURA DE RISCO E PREVISÃO DA EVOLUÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

Quando um mercado é eficiente, não é possível obter melhor previsão para as taxas de curto prazo do que as taxas *forward* nem melhores previsões de médio e longo prazo do que as baseadas na *Uncovered Interest Rate Parity* ou *Internacional Fisher Effect*. Porém, conforme Joseph (2000), a ausência do passeio aleatório tem implicações econômicas, pois pode haver ganhos financeiros ao explorar os padrões de comportamento das moedas.

7.1. Cobertura de Risco

Levich (2001) afirma que em termos práticos, a eficiência do mercado é um importante parâmetro de referência que tem forte influência nas políticas relativas à gestão e previsão de riscos. Por esta razão, é interessante, para o gerenciamento de custos do SISFRON, no que tange a compra de moeda estrangeira, discutir essas duas vertentes, visando uma possível utilização dessas ferramentas.

Além disso, apesar de a economia brasileira ter câmbio flutuante, esta possui características muito peculiares que a distinguem das economias mais estáveis, resultando num maior *risco país* e *risco cambial*³. Estes fatores influenciam o valor e a volatilidade do mercado cambial.

Segundo Fiesp (2009), o BRL foi a moeda que mais se valorizou e com maior volatilidade entre 2003-2009 em relação ao USD, comparando-se as 22 principais moedas do mundo. Assim, no Brasil, a proteção em relação ao risco cambial é mais necessária e Papaioannou (2006) diz que selecionar a estratégia apropriada de *hedge* é geralmente uma tarefa intimidante devido às complexidades envolvidas em medir precisamente a atual exposição ao risco e decidindo o apropriado grau de exposição ao risco que deve ser coberto, pois, segundo Allayannis *et al.* (2001), o gerenciamento do risco cambial é parte integrante em todas as decisões da empresa sobre exposição ao risco em moeda estrangeira.

Madura (2012) definiu os três principais tipos de exposição de risco cambial como:

- **Exposição de transação** – Transações oriundas de contratos faturados, no qual o comprador possui obrigações de dispêndios em moeda estrangeira. A sensibilidade da

³ O termo *risco país* é definido por Branson (1969) como o reflexo da situação econômica e financeira de um país, refletindo também a estabilidade política e o desempenho histórico no cumprimento de suas obrigações financeiras. Já o risco cambial ocorre quando uma das moedas que compõe a taxa de câmbio tem maior probabilidade de se depreciar frente à outra, assim o BRL é a moeda de risco frente ao USD.

empresa às transações contratuais em moeda estrangeira é definida como exposição de transação;

- **Exposição Econômica** – Os valores do fluxo de caixa são afetados pelos movimentos da variação cambial, caso a empresa realize operações e tenha receitas em moeda estrangeira ou está sujeita à competição internacional;
- **Exposição de transposição de balanço** – Trata-se da exposição dos balanços financeiros consolidados das empresas Multinacionais à flutuação cambial.

Pelas definições expostas acima, podemos inserir o SISFRON, quanto à exposição do risco cambial, na de transação.

Jorion (1990) afirma que a exposição cambial está positivamente correlacionada com o grau de envolvimento externo, já Allayannis e Ofek (2001) aprofundaram um pouco mais definindo que a exposição cambial está positivamente correlacionada com a posição não coberta em moeda estrangeira envolvida.

Zhou e Wang (2013) expõem que o tamanho da empresa é positivamente proporcional à exposição cambial, sugerindo que as grandes empresas estão mais expostas ao risco cambial e que estas subprotegem suas posições em moeda estrangeira, quando a cobertura exata é impraticável. Por isso, Judge (2006) sugere que se faça a cobertura de risco, principalmente dos possíveis custos que podem levar a empresa à falência, no caso do SISFRON pode-se sugerir a cobertura de risco que assegure o investimento no projeto, independente da cotação USD/BRL.

A fim de mitigar esses riscos que influenciam a cotação do ativo e o planejamento dos investimentos, Hull (2012) sugere a utilização de contratos *Forward*, *Futuros*, *Swaps* e *Opções*.

Sobre a cobertura do risco, Zhou e Wang (2013) afirmam que há dois conjuntos bastante peculiares na literatura, sendo um que se preocupa com a exposição cambial e outro que examina a relevância do valor a ser coberto, bem como o custo da utilização de derivativos.

Examinando a associação entre uso de derivativos e exposição cambial, Allayannis e Ofek (2001) encontram evidências de que o uso de derivativos reduz significativamente a exposição cambial das empresas, pois num ambiente de desequilíbrio é necessário prevenir-se de possíveis oscilações da taxa de câmbio que possam inviabilizar as operações/projetos das empresas, mesmo podendo diminuir eventuais ganhos numa mudança favorável do câmbio, pois há imperfeições estruturais e institucionais no mercado. Além disso, as técnicas de previsão incorrem em inúmeros erros, possuindo baixa confiabilidade, principalmente em longo prazo. Assim, é interessante buscar ferramentas para mitigar

esses riscos, Smith e Stulz (1985) sugerem que a cobertura do risco pode reduzir as dificuldades financeiras reduzindo a variação de certas medidas financeiras.

Outro ponto abordado, conforme Froot *et al.* (1993) é que a cobertura também pode atenuar o problema do subinvestimento, reduzindo tanto o custo dos fundos externos como a dependência da empresa em relação ao financiamento externo.

Assim, essa prevenção melhora a capacidade de planejamento das empresas ou projetos, diminuindo a probabilidade de o fluxo de caixa cair abaixo de um nível mínimo, apesar de consumir recursos que reduzem a disponibilidade financeira. Além disso, faz com que os gestores saibam o verdadeiro risco cambial no qual a empresa/projeto está inserido. Dentro desse contexto enquadra-se o SISFRON.

Tufano (1996) aborda uma ideia muito interessante sobre os custos das operações de cobertura de risco ao afirmar que as explicações teóricas identificam os incentivos à cobertura que são susceptíveis de beneficiar as partes contratantes. No entanto, a cobertura pode não beneficiar todas as partes igualmente e, por conseguinte, as estratégias de cobertura das empresas irão variar, assim Diez *et al.* (2016) afirmam que a decisão de cobertura de risco requer que se estabeleça a relação ideal da cobertura com a medida de risco que precisa ser reduzida.

Dessa maneira, nesta parte discutem-se as técnicas de cobertura de risco que utilizam derivativos⁴ de moedas, para que os gestores possam entender seu funcionamento, visando atingir os objetivos do SISFRON, porém a determinação de qual técnica, em qual momento e a dimensão da cobertura é algo extremamente difícil de se realizar.

No Estudo de Viabilidade do SISFRON há a previsão de receita em moeda estrangeira, porém, diante da magnitude do projeto, trata-se de valor residual, não impactando, de forma representativa, o andamento do projeto. Assim, foi abordada a cobertura de risco, somente para a realização de pagamentos/obrigações em moeda estrangeira.

Nesse contexto, cabe analisar se a expectativa é de que a evolução será desfavorável, sugere-se a cobertura com *forwards* e Mercado Monetário. Realizar a cobertura de risco com opções será mais adequado num contexto em que a evolução poderá ser favorável.

⁴ Definido por Madura (2012) como um contrato cujo preço é parcialmente derivado do valor da moeda que este representa.

- Contrato *forward* (a termo)

Trata-se de um simples derivativo que é um acordo para a compra ou venda de moeda estrangeira, a determinado preço e numa determinada data futura entre, em geral, grandes operadores como uma empresa transnacional e um banco, no qual estes posicionam-se como compradores e/ou vendedores. Assegura o câmbio acordado no momento da celebração do contrato, independente de sua cotação, por ocasião da maturidade deste. Porém, o banco pode exigir garantias de que a empresa terá condições de honrar este compromisso. Além disso, as partes envolvidas negociam os elementos envolvidos na transação.

Além disso, Lioui (1999) observa que, neste tipo de contrato, há o risco da taxa de câmbio e o risco da taxa de juros, sendo que suas variações impactam o valor do contrato.

- Mercado Monetário

Esta forma de cobertura consiste em tomar uma posição no mercado monetário no qual o tomador possui a obrigação para cobrir futuros pagamentos. Madura (2012) define que se a empresa tiver excesso de caixa, pode-se criar uma cobertura de risco simplificada no mercado monetário. Entretanto, muitas empresas preferem realizar essas operações sem utilizar seus recursos. Para que essa possibilidade se concretize, deve-se tomar empréstimo na moeda local e realizar um investimento de curto prazo na moeda estrangeira, porém deve estudar as cotações das taxas de juros utilizadas pelos diferentes mercados, pois Livingston e Zhou (2002) afirmam que o investidor é surpreendido pelo grande número de cotações das taxas de juros utilizadas pelo mercado monetário.

- Contrato futuro

Possui uma sistemática bem parecida com o contrato a termo, porém sua negociação ocorre em Bolsa de Valores, por meio de corretoras que exigem garantias dos operadores que transacionam contratos futuros.

Como sua negociação é feita em Bolsa de Valores, trata-se de um acordo padronizado de compra ou venda de uma certa quantidade de determinada moeda a um preço acertado no momento da celebração do contrato.

- *Swaps*

Segundo Hull (2012), um *swap* é um acordo entre duas empresas, que pode ser intermediado por uma instituição financeira, para troca fluxos de caixa no futuro, no caso do mercado cambial, o fluxo de caixa trata-se de duas ou mais moedas envolvidas na negociação. O acordo define as datas em que os fluxos de caixa devem ser pagos e a forma como eles devem ser calculados. Normalmente, o cálculo dos fluxos de caixa envolve o valor futuro de uma taxa de juros, uma taxa de câmbio ou outra variável de mercado. Um contrato a termo pode ser visto como um exemplo simples de um *swap*. De forma mais resumida, no sítio do Banco Central do Brasil, *swap* é definido como derivativo financeiro que tem por finalidade promover simultaneamente a troca de ativos entre agentes econômicos.

- Opção

Negociado tanto em Bolsa de Valores como fora. O *hedger* realiza a compra de uma Opção para adquirir a quantidade de moeda estrangeira de que necessita a um determinado valor durante um determinado período (Opção Americana) ou por ocasião do vencimento do contrato (Opção Europeia). Esta opção pode ser exercida ou não, dependendo do interesse de quem a comprou, independente da vontade de quem a vendeu.

- Limitações da Cobertura de Risco

A utilização destes instrumentos, dependendo da diferença entre a taxa de câmbio acordada e a praticada no mercado no momento da concretização do negócio, pode representar aumento de custo. Dessa maneira, não há garantia de que a utilização de instrumentos de gestão do risco será sempre vantajosa, pois só se saberá qual foi a melhor estratégia, no momento da conclusão do contrato.

Possuem custos (prêmio de risco) que aumentam à medida da extensão de sua maturidade, sendo mais utilizados para o curto prazo. Ainda, essas operações, por si só, representam dispêndios (custos de operações), assim, conforme Guay e Kothari (2003), as empresas usarão derivativos somente se os benefícios de seus programas excederem os custos.

Fazer uma correta avaliação da exposição do risco para decidir quais riscos são aceitáveis e quais serão cobertos, pois a cobertura de risco dificilmente vai beneficiar todas as partes igualmente.

A tomada de algumas posições faz com que a empresa comprometa seu fluxo de caixa que, devido sua incerteza, pode não ser suficiente para honrar determinados compromissos.

7.2. Previsão da Evolução da Taxa de Câmbio

Levich (2001) diz que se evidências empíricas mostram que os mercados de câmbio não são eficientes, então as oportunidades de lucro incomuns estão sendo perdidas e os agentes privados poderiam formular estratégias para capturá-las, porém Sensoy e Tabak (2016) afirmam que explorar os padrões de curto prazo requer uma estratégia ativa de negociação e o retorno pode ser menor do que os custos de transação. Apesar disso, quando os mercados cambiais não são eficientes, podem ser formuladas previsões de taxas de câmbio que superem as previsões implícitas nos preços atuais do mercado. Madura (2012) afirma que as técnicas de previsão podem ser categorizadas em quatro grupos gerais: (1) técnica, (2) fundamental, (3) baseada no mercado e (4) combinada.

- Análise técnica:

Gehrig e Menkhoff (2006) dizem que os acadêmicos consideram a análise técnica ou grafismo com grande ceticismo, uma vez que parece violar noções fundamentais de racionalidade nos mercados cambiais. Por outro lado, muitos dos chamados *puzzles* nas finanças internacionais são difíceis de conciliar com as noções elementares de racionalidade.

Segundo Neely (1997), a análise técnica é originária de Charles Dow e utiliza o comportamento passado dos preços para guiar decisões de investimento. Complementando, Elder (2002) define que esta baseia-se na utilização do histórico de preços, identificando padrões/tendências para fazer uma previsão buscando tendências de alta, baixa, zonas de suporte e resistência, além de padrões repetitivos, como triângulos e retângulos ou utilizando ferramentas mais sofisticadas como médias móveis, estocástico, índice de força e média móvel convergência-divergência.

Gehrig e Menkhoff (2006) afirmam que a análise técnica é um instrumento para a previsão de curto prazo. Isso pode ser explicado pelo fato de os preços e tendências estarem em constante movimentação, assim sendo pouco usuais para o longo prazo e não ajudando no desenvolvimento de políticas corporativas, porém conforme Menkhoff (2010) a análise técnica pode desempenhar um papel relevante na tomada de decisão dos gestores.

Outro problema dessa técnica é que nem sempre padrões passados ocorrerão da mesma forma, assim padrões que funcionaram em determinada época podem não funcionar no futuro, prejudicando as previsões.

- Análise fundamental:

Para o mercado de câmbio, a análise fundamental é baseada no estudo de informações sobre os fundamentos das moedas e de seus respectivos emissores para prever o movimento do seu valor, sendo normalmente utilizada para o longo prazo, porém não deve ser utilizada para decisões de curto prazo.

Segundo Edirisinghe e Zhang (2007) seu principal objetivo é aumentar a capacidade de prever o futuro movimento de preços dos ativos, assim utilizando para decisões de investimento.

Madura (2012) define que a previsão fundamental para o câmbio é baseada nas relações das variáveis econômicas e das taxas de câmbio, sendo definida pela seguinte equação:

$e = f(\Delta INF, \Delta INT, \Delta INC, \Delta GC, \Delta EXP)$, onde:

e = mudança percentual na taxa à vista;

ΔINF = mudança no diferencial entre a inflação dos Estados Unidos e a inflação do país estrangeiro;

ΔINT = mudança no diferencial entre a taxa de juros dos Estados Unidos e a taxa de juros do país estrangeiro;

ΔINC = mudança no diferencial entre o nível de renda dos Estados Unidos e o nível de renda do país estrangeiro;

ΔGC = mudança nos controles governamentais;

ΔEXP = mudança na expectativa nas taxas de câmbio futuro

Apesar de possuir uma equação relativamente simples, essa regressão possui algumas limitações como: (1) não ser conhecido o momento preciso do impacto de alguns fatores na taxa de câmbio, (2) nem ser conhecida a magnitude da variação dos fatores, (3) alguns fatores não podem ser mensurados facilmente e (4) os coeficientes da regressão podem variar ao longo do tempo. Além disso, Menkhoff (2010) menciona o alto custo da informação para essa análise e mesmo com sofisticadas ferramentas de análises, ainda podem ocorrer erros.

- Análise baseada no mercado:

Segundo Madura (2012), essa análise é baseada em indicadores do mercado, principalmente na taxa de câmbio à vista ou da taxa do câmbio futuro. Essas taxas são utilizadas considerando que permanecerão constantes durante o período de tempo estimado, porém sabe-se que isso não ocorre na prática. Assim, quanto mais longo for o horizonte da cotação, maior tende a ser sua imprecisão, pois as taxas de câmbio tendem a se distanciar cada vez mais das expectativas.

- Análise mista:

Oberlechner (2001) e Menkenhof (2010) dizem que a maioria dos participantes do mercado cambial não veem as análises fundamentais e técnicas de maneira exclusiva. Essa utilização de duas ou mais técnicas é chamada de análise mista.

Esta utiliza diversas previsões de diversas técnicas, tendo em vista que nenhuma se mostra consistentemente superior às outras. Assim, desenvolvendo diversas metodologias ao buscar dar uma média ponderada entre as técnicas ou escolhendo a mais adequada para cada tipo de ativo/moeda com o objetivo de realizar a previsão da cotação da taxa de câmbio. Trata-se de um campo vasto e subjetivo em que, mesmo utilizando ferramenta e técnicas avançadas/sofisticadas, raramente acertam o valor entre determinadas moedas. À medida que o período de previsão aumenta, menor é a sua eficácia, tornando-a cada vez mais imprecisa.

8. CONCLUSÃO

Para melhor entendimento e gestão dos dispêndios em moeda estrangeira do SISFRON, e consoante a Sensoy e Tabak (2016) afirmando que entender a eficiência da taxa de câmbio é importante na construção de um portfólio e na gestão de risco, crescendo de importância em países emergentes depois da crise de 2008. Fez-se necessário realizar um estudo do mercado cambial USD/BRL e sua implicação na gestão do risco cambial.

A maior parte da literatura anterior encontra evidência de que o mercado de câmbio USD/BRL não é eficiente na forma fraca, apesar das diferentes metodologias utilizadas. A presente dissertação ampliou à literatura existente uma nova análise, valendo-se de dados mais recentes e de um período de análise maior.

Utilizaram-se os dados diários e semanais para conseguir uma análise mais completa e robusta do câmbio USD/BRL no período de 18/jan/1999 a 31/dez/2016, contendo 4629 dados diários e 937 dados semanais, dividindo-os em quatro subperíodos (1999-2002, 2003-2007, 2008-2011, 2012-2016), além do período contido por toda a amostra para fins de comparação.

Utilizou-se, então, estas séries, e aplicaram-se os testes ADF, KPSS, PP e o rácio de variância de Lo e Mackinlay (1988) com o objetivo de testar a hipótese. De acordo com os resultados obtidos nos testes, rejeita-se a hipótese de eficiência fraca do mercado.

Este resultado está de acordo com os trabalhos de Lima e Tabak (2007), Roma *et al.* (2013), Palma e Sartoris (2016) e Sensoy e Tabak (2016), assim, essa dissertação, mesmo com um período diferente, sugere que o mercado de câmbio USD/BRL não é eficiente na forma fraca e que o mercado pode explorar a informação de preços passados, porém deve-se realizar outro estudo para comprovar essa possibilidade, tendo em vista os custos de transação que podem inviabilizar esses ganhos.

A verificação da eficiência ou não do mercado é um importante parâmetro de referência que tem forte influência nas políticas relativas à gestão e previsão de riscos, pois mercados ineficientes tendem a ser mais seletivos a estratégias mais ativas quando este for desfavorável. Com resultado sugerindo a não eficiência informacional, foi necessário discorrer sobre formas de previsão da taxa de câmbio e sua gestão de risco, vislumbrando uma possível utilização dessas ferramentas na gestão do SISFRON.

A seleção da estratégia apropriada de *hedge* é uma tarefa complexa, ainda mais para o SISFRON, pois ainda não há o apropriado grau de exposição ao risco que deve ser coberto, além disso a cobertura exata é muito difícil e nem sempre será vantajosa, sugerindo-se realizar a cobertura de risco que assegure a total implantação do projeto.

Em relação a previsão da taxa de câmbio, a literatura é bem diversa no tocante à validade de sua utilização, porém é mais utilizada para tomada de decisão no curto prazo, excetuando-se a análise fundamental que é muito complexa e que dificilmente acerta a previsão. Desta forma, para o planejamento de um projeto de longo prazo, como é o caso do SISFRON, a previsão da taxa de câmbio fica muito prejudicada.

Como sugestões para futuras investigações, sugere-se a elaboração de uma ferramenta que possa avaliar o grau de eficiência ou ineficiência dos mercados, pois atualmente só há estudos que confirmam ou não a eficiência do mercado. Ainda, uma análise mais aprofundada utilizando-se de outras metodologias (*bootstrap*, estatística Wald, teste de cointegração, outros rácios de variância e expoente generalizado de Hurst) que possam corroborar ou confrontar a conclusão deste trabalho, utilizando o mesmo período estudado.

Outra sugestão é a elaboração ou aperfeiçoamento de metodologias que sejam mais consensuais, pois a eficiência do mercado por si não é testável, necessitando ser testada conjuntamente com algum modelo de equilíbrio. Esse modelo de equilíbrio ainda não é consenso entre os pesquisadores (tabela 1). Apesar dessa dificuldade, os estudos sobre eficiência dos mercados melhoraram o entendimento sobre o comportamento dos retornos dos ativos e suas pesquisas estão entre as mais bem-sucedidas na literatura .

Por fim, apesar do difícil acesso, sugere-se analisar as estratégias das empresas na utilização dos derivativos de moedas para sua cobertura do risco abordando seus resultados, pois a maioria da literatura sobre o assunto faz, apenas, uma comparação do valor das empresas que usam e das empresas que não usam a cobertura de risco, deixando uma lacuna de conhecimento sobre como esse instrumento é utilizado.

REFERÊNCIAS

- Ajayi, R., & Karemera, D. (1996). A variance ratio test of random walks in exchange rates: Evidence from Pacific Basin economies, *Pacific-Basin Finance Journal*, 4, 77-91.
- Allayannis, G., Ihrig J., & Weston J. (2001). Exchange-Rate Hedging: Financial versus Operational Strategies. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 91(2), 391–395.
- Allayannis, G., & Ofek, E. (2001). Exchange Rate Exposure, Hedging, and the Use of Foreign Currency Derivatives. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 273-96.
- Azad, A. (2009). Random walk and efficiency tests in the Asia-Pacific foreign exchange markets: Evidence from the post-Asian currency crisis data. *Research in International Business and Finance*, 23, 322-338.
- Bachelier, L. (1900). Théorie de la Spéculation. *Annales Scientifiques de l'Ecole Normale Supérieure*, 3(17), 21-86.
- Baillie, R., Lippens, R., & McMahon, P. (1983). Testing rational expectations and efficiency in the foreign exchange market. *Econometric*, 51(3), 553-563.
- Belluzzo, L. (2016). O declínio de Bretton Woods e a emergência dos mercados “globalizados”. *Economia e Sociedade*, 1, 11-20.
- Boothe, P., & Longworth, D. (1986). Foreign Exchange Market Efficiency Tests: Implications of Recent Empirical Findings. *Journal of International Money and Finance*, 5, 135-152.
- Boucher, J., & Shazly, M. (1991). Market Efficiency Tests Using Forward and Futures Exchange Contracts. *Global Finance Journal*, 2, 11-25.
- Branson, W. (1969). The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity. *Journal of Political Economy*, 77(6), 1028–35.
- Brasil. Banco Central do Brasil. (2017). Glossário. Acesso em 05 de março de 2017, <https://www.bcb.gov.br/GlossarioLista.asp?idioma=P&idpai=GLOSSARIO>
- Brasil. Banco Central do Brasil. (1999). *Política Cambial*. Acesso em 21 de novembro de 2016, <http://www.bcb.gov.br/rex/MerCambio/Port/cambio991/1999-1Pol%C3%A4DticaCambial.asp>
- Brasil. Ministério da Defesa. Exército Brasileiro. (2013). *Normas para elaboração, gerenciamento e acompanhamento de projetos no Exército Brasileiro (NEGAPEB)*. 2.ed. Brasília: EGGCF.
- Brasil. Ministério da Defesa. Exército Brasileiro. (2012) *Estudo de viabilidade do projeto SISFRON*. Atualizado em maio de 2012, Brasília: Gab Cmt Ex.
- Brasil. Ministério da Defesa. Exército Brasileiro. (2012). *Revista Verde-Oliva, edição especial: projetos estratégicos indutores da transformação do Exército*, 217. Brasília: CCOMSEX.

- Brooks, C. (2011). *Introductory Econometrics for Finance*. 7th ed., Cambridge: Cambridge University Press.
- Campbell, J., Lo, A., & Mackinlay A. (1997). *The Econometrics of Financial Market*. 2nd ed., Princeton: Princeton University Press.
- Chang, Y. (2004). A re-examination of variance-ratio test of random walks in foreign exchange rates. *Applied Financial Economics*, 14, 671-79.
- Charles, A., & Darné, O. (2009). Testing for Random Walk Behavior in Euro Exchange Rates. *Économie Internationale*, 119, 25-45.
- Chen, W., & Deo, R. (2006). The variance ratio statistic at large horizons. *Econometric Theory*, 22(2), 206-234.
- Choi, I. (1999). Testing the random walk hypothesis for real exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3), 293-308.
- Chortareas, G., & Kapetanios, G. (2003). *The yen real exchange rate may stationary after all: evidence from nonlinear unit-root tests*. Working Paper 484. London: Department of Economics at Queen Mary, University of London.
- Chow, K., & Denning, K. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3), 385-401.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Díez, S., Cid, E., & Blanco, M. (2016). Hedging foreign exchange rate risk: Multi-currency diversification. *European Journal of Management and Business Economics*, 25, 2-7
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- Edirisinghe, N., & Zhang, X. (2007). Generalized DEA model of fundamental analysis and its application to portfolio optimization. *Journal of Banking & Finance*, 31, 3311-3335.
- Elder, A. (2006). *Aprenda a operar no mercado de ações*. (A. C. da C. Serra, tradutor). Rio de Janeiro: Campos. (Original publicado em 2002).
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. (1991). Efficient Capital Markets: II. *Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.
- Federação das Indústrias do Estado de São Paulo. (2009). *Volatilidade Cambial*. Acesso em 05 de outubro de 2016, www.fiesp.com.br/arquivo-download/?id=4377

- Fong, W., Koh, S., & Ouliars, S. (1997). Joint variance-ratio tests of the martingale hypothesis for exchange rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, *15*, 51-59.
- Forti, C., Peixoto, F., & Santiago, W. (2009). Hipótese da eficiência de mercado: um estudo exploratório no mercado de capitais brasileiro. *Gestão & Regionalidade*, *25* (75), 45- 56.
- French, K., & Roll, R. (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reactions of traders. *Journal of Financial Economics*. *17*, 5-26.
- Froot, K., Scharfstein, D., & Stein, J. (1993). Risk management: coordinating corporate investment and financing policies. *Journal of Finance*. *48*, 1629-58.
- Gehrig, T., & Menkhoff, L. (2006). Extended evidence on the use of technical analysis in foreign exchange. *International Journal of Finance and Economics*, *11*, 327-338.
- Guaya, W., & Kothari, S. (2003). How much do firms hedge with derivatives?. *Journal of Financial Economics*, *70*, 423–461.
- Jeon, B., & Seo, B. (2003). The impact of the Asian financial crisis on foreign exchange market efficiency: the case of East Asian countries. *Pacific-Basin Finance Journal*, *11*, 509–525.
- Jorion, P. (1990). The exchange-rate exposure of U.S. multinationals. *Journal of Business*, *63*(3), 331–345.
- Joseph, N. (2000). The choice of hedging techniques and the characteristics of UK industrial firms. *Journal of Multinational Financial Management*. *10*, 161–184.
- Judge, A. (2006). Why and how UK firms hedge. *European Financial Management*, *12*(3), 407–441.
- Hull, J.C. (2012). *Options, futures, and other derivatives*, 8th ed. Harlow: Pearson.
- Kumar, A., & Kamaiah, B. (2016). Efficiency, non-linearity and chaos: evidences from BRICS foreign exchange markets. *Theoretical and Applied Economics*, *23*(1), 103-118.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, *54*, 159–178.
- Lee, C., Pan, M., & Liu, Y. (2001). On market efficiency of Asian foreign exchange rates: evidence from a joint variance-ratio test and technical trading rules. *Journal of International Financial Markets, Institution and Money*, *11*, 199–214.
- Levich, R. (2001). *International Financial Markets – Prices and Policy*, 2nd ed., New York: McGraw-Hill/Irwin International Edition.
- Lima, E., & Tabak, B. (2007). Testing for inefficiency in emerging markets exchange rates. *Chaos, Solitons and Fractals*, *33*, 617-622.

- Lioui, A. (1999). Spreading currency forwards: why and how?. *Journal of International Money and Finance*, 18, 305-317.
- Liu, C. & He, J. (1991). A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates. *The Journal of Finance*, 46(2), 773-785.
- Livingston, M., & Zhou, L. (2002). A Proposal for Quoting Money Market Rates. *Financial Analysts Journal*, 58(2), 38-42.
- Lo, A., & MacKinlay, A. (1988). Stock market prices do not follow random walk: Evidence from a simple specification test. *The Review of Financial Studies*, 1(1), 41-66.
- Lo, A., & MacKinlay, A. (1989). The size and power of the variance ratio test in finite samples: A Monte Carlo investigation. *Journal of Econometrics*, 40, 203-38.
- Lothian, J. (1990). A century plus of yen exchange rate behavior. *Japan and the World Economy*, 2, 47–70.
- Madura, J., & Fox, R. (2012). *International Financial Management*. 11th ed., Mason: South-Western Cengage learning.
- Malhotra, N., Tandon, K., & Tandon, D. (2015). Testing the Empirics of Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Evidence from Asia-Pacific Markets. *The IUP Journal of Applied Finance*, 21(4), 18-37.
- Mandelbrot, B. (1966). Forecasts of future prices, unbiased markets, and “martingale” models. *The Journal of Business*, 39, 242-255.
- Menkhoff, L. (2010). The use of technical analysis by fund managers: International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34, 2573–2586.
- Mobarek, A., & Fiorante, A. (2014). The prospects of BRIC countries: Testing weak-form market efficiency. *Research in International Business and Finance*, 30, 217-232.
- Neely, C. (1997). Technical analysis in the foreign exchange market: a layman's guide. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 79(5), 23-38.
- Newbold, P., Wohar, M., Rayner, T., Kellard, N., & Ennew, C. (1998). Two puzzles in the analysis of foreign exchange market efficiency. *International Review of Financial Analysis*, 7, 95–111.
- Oberlechner, T. (2001). Importance of technical and fundamental analysis in the european foreign exchange market. *International Journal of Finance & Economics*, 6, 81-93.
- Palma, A. & Sartoris, A. (2016). Weak-Form Market Efficiency of the Brazilian Exchange Rate: Evidence from an Artificial Neural Network Model. *Latin American Business Review*, 17(2), 163-176.
- Papaioannou, M. (2006). *Exchange Rate Risk Measurement and Management: Issues and Approaches for Firms*. International Monetary Fund Working Paper 06/255. Washington.

- Phillips, P. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika* 75, 335-346.
- PMI - Project Management Institute. (2014). *Um guia do conhecimento em gerenciamento de projetos*. São Paulo, SP: Project Management Institute.
- Poterba, J., & Summers, L. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, 22, 27-59.
- Racine, J., & White, H. (2001). Statistical inference, the bootstrap, and neural network modeling with application to foreign exchange rates. *IEEE Transactions on Neural Networks*, 12(4), 1-19.
- Roma, C., Amaral, H., & Ferreira, B. (2013). Testando a forma fraca de eficiência na taxa de câmbio (USD/BRL). *Revista de Administração FACES Journal*, 13(3), 8-26.
- Ross, S., Westerfield, R., & Jaffe, J. (1995). *Administração Financeira: corporate finance*. São Paulo: Atlas.
- Samuelson, P. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, 1(2), 41-49.
- Sensoy, A., & Tabak, B. (2016). Dynamic efficiency of stock markets and exchange rates. *International Review of Financial Analysis*, 47, 353-371.
- Serrano, F. (2010). Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Revista de Economia Política*, 30(1), 63-72.
- Smoluk, H., Vasconcellos, G., & Kramer, J. (1998). Random walks in the U.K. pound/U.S. dollar exchange rates. *International Review of Financial Analysis*, 7(1), 65-82.
- Schimidt, F. & Assis, L. (2013). *A dinâmica recente do setor de defesa no Brasil: análise das características e do envolvimento das firmas contratadas*. Acesso em 16 Janeiro 2017, http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2623/1/TD_1878.pdf
- Smith, C., & Stulz, R. (1985). The Determinants of Firms' Hedging Policies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(4), 391-405.
- Tabak, B., & Lima, E. (2009). Market efficiency of Brazilian exchange rate: Evidence from variance ratio statistics and technical trading rules. *European Journal of Operational Research*, 194, 814-820.
- Taylor, S. (2005). *Asset Price, Dynamics, Volatility, and Prediction*. 3rd ed., New Jersey: Princeton University Press.
- Tufano, P. (1996). Who Manages Risk? An Empirical Examination of Risk Management Practices in the Gold Mining Industry. *The Journal of Finance*, 51(4), 1097,1137.
- Wooldridge, J. (2009). *Introductory Econometrics*. 4th ed., Mason: South-Western Cengage learning.

Wright, J. (2000). Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 1–9.

Wu, J., & Chen, S. (1998). Foreign exchange market efficiency revisited. *Journal of International Money and Finance*, 17, 831–838.

Zhou, V., & Wang, P. (2013). Managing foreign exchange risk with derivatives in UK non-financial firms. *International Review of Financial Analysis*, 29, 294–302.

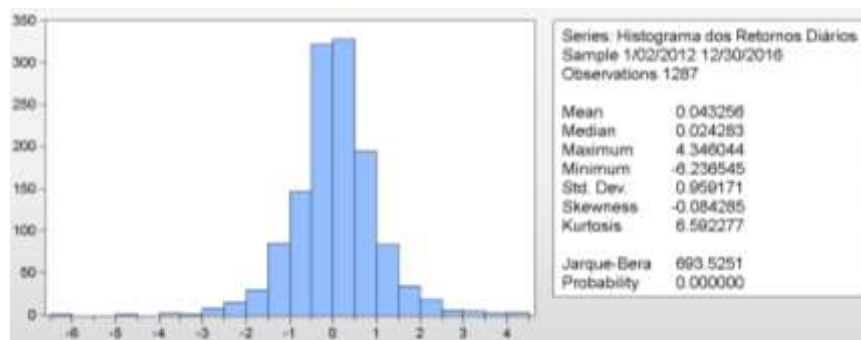
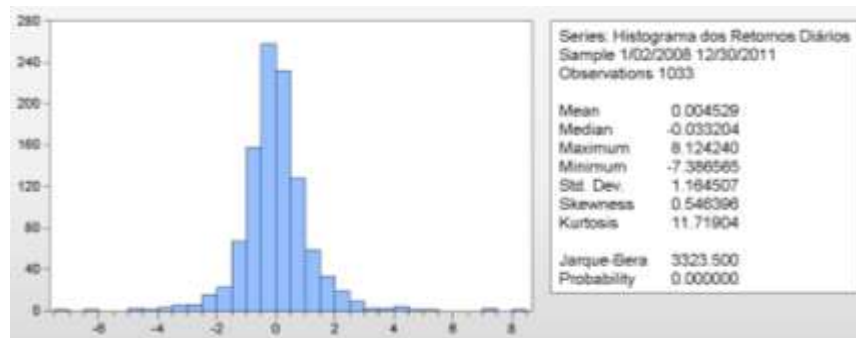
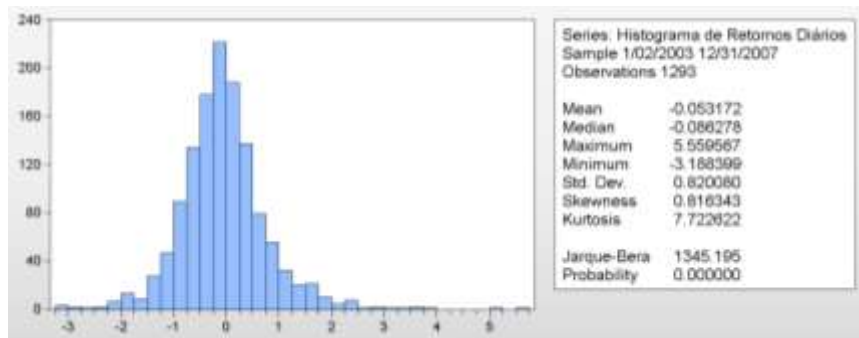
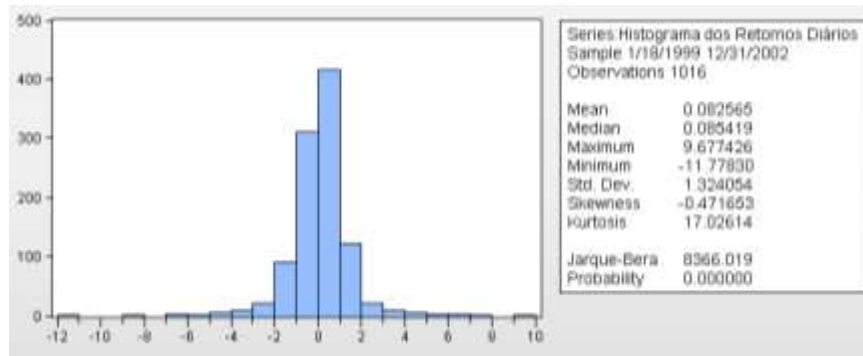
ANEXOS

Anexo I – Dias excluídos da planilha de taxas de câmbio USD/BRL no período 18/jan/1999 a 31/dez/2016

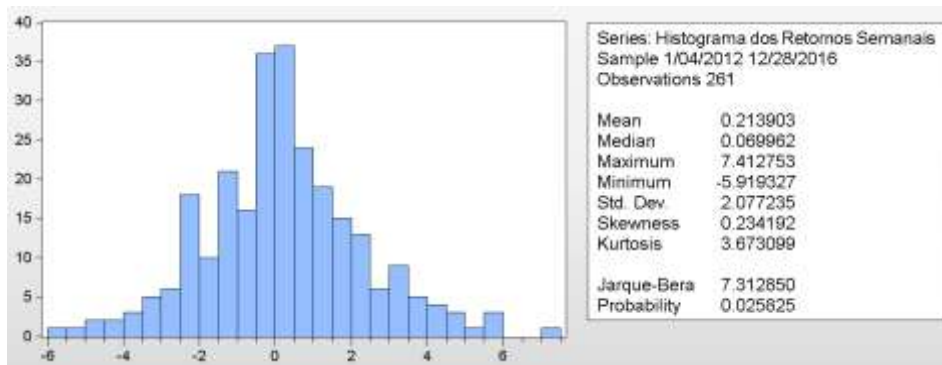
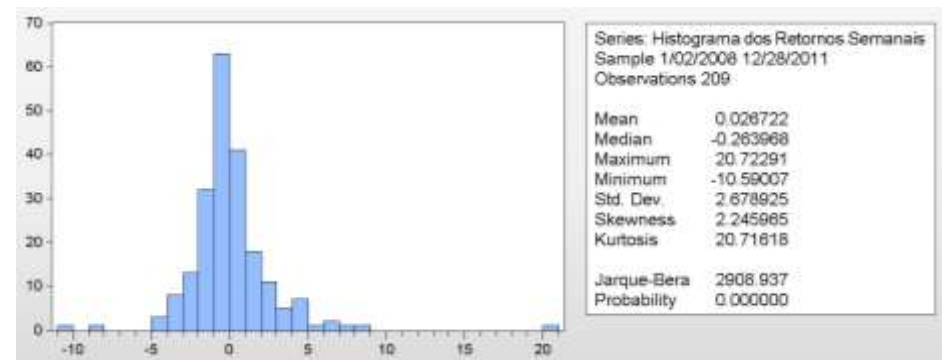
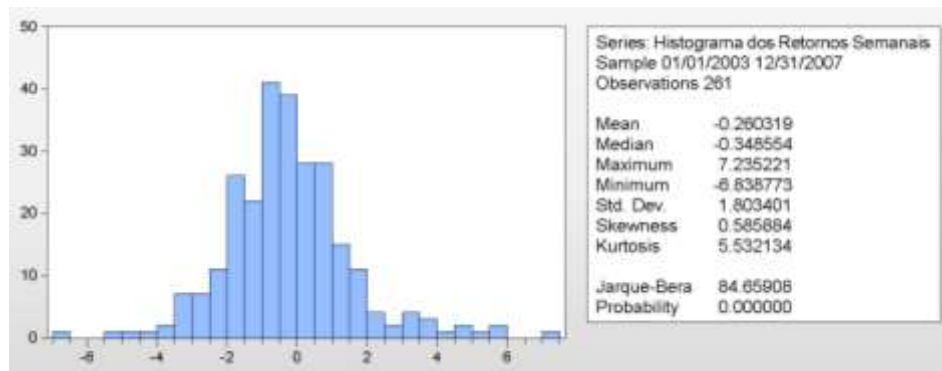
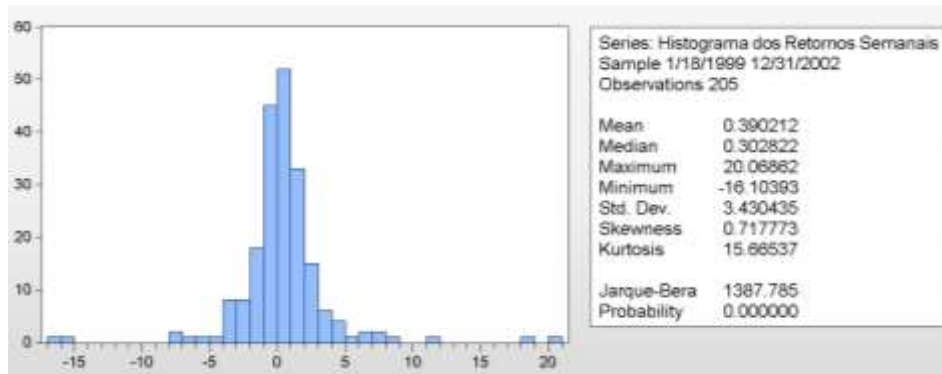
Dias com retorno igual a zero nos quais o mercado encontrava-se fechado e confirmados no sítio do Banco Central do Brasil.

1. 22/01/1999	20. 09/04/2004	39. 06/04/2012
2. 16/02/1999	21. 25/03/2005	40. 25/12/2012
3. 02/04/1999	22. 14/04/2006	41. 01/01/2013
4. 02/11/1999	23. 25/12/2006	42. 12/02/2013
5. 15/11/1999	24. 01/01/2007	43. 29/03/2013
6. 07/03/2000	25. 06/04/2007	44. 25/12/2013
7. 21/04/2000	26. 25/12/2007	45. 01/01/2014
8. 25/12/2000	27. 01/01/2008	46. 04/03/2014
9. 01/01/2001	28. 21/03/2008	47. 18/04/2014
10. 13/04/2001	29. 25/12/2008	48. 25/12/2014
11. 25/12/2001	30. 01/01/2009	49. 01/01/2015
12. 01/01/2002	31. 10/04/2009	50. 17/02/2015
13. 12/02/2002	32. 25/12/2009	51. 03/04/2015
14. 29/03/2002	33. 01/01/2010	52. 25/05/2015
15. 25/12/2002	34. 02/04/2010	53. 01/01/2016
16. 01/01/2003	35. 21/04/2010	54. 09/02/2016
17. 18/04/2003	36. 08/03/2011	55. 25/03/2016
18. 25/12/2003	37. 22/04/2011	
19. 01/01/2004	38. 21/02/2012	

Anexo II – Estatística descritiva e histograma dos subperíodos dos retornos diários em % da taxa de câmbio USD/BRL



Anexo III – Estatística descritiva e histograma dos subperíodos dos retornos semanais em % da taxa de câmbio USD/BRL



Anexo IV – Teste ADF dados diários para todos os períodos

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-50.55284	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431581	
5% level	-2.861969	
10% level	-2.567041	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_RETURN)

Method: Least Squares

Date: 08/07/17 Time: 12:17

Sample (adjusted): 1/21/1999 12/30/2016

Included observations: 4627 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.022767	0.020232	-50.55284	0.0000
D(LOG_RETURN(-1))	0.074076	0.014653	5.055363	0.0000
C	0.016112	0.015581	1.034067	0.3012
R-squared	0.478991	Mean dependent var		0.000133
Adjusted R-squared	0.478766	S.D. dependent var		1.467676
S.E. of regression	1.059612	Akaike info criterion		2.954330
Sum squared resid	5191.721	Schwarz criterion		2.958506
Log likelihood	-6831.843	Hannan-Quinn criter.		2.955799
F-statistic	2125.545	Durbin-Watson stat		1.985610
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-25.20987	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.436580	
5% level	-2.864179	
10% level	-2.568227	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 13:50
 Sample (adjusted): 1/21/1999 12/31/2002
 Included observations: 1014 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES03(-1)	-1.020328	0.040473	-25.20987	0.0000
D(SERIES03(-1))	0.186678	0.030805	6.060023	0.0000
C	0.082155	0.040541	2.026472	0.0430
R-squared	0.449859	Mean dependent var		0.000368
Adjusted R-squared	0.448771	S.D. dependent var		1.733048
S.E. of regression	1.286698	Akaike info criterion		3.344990
Sum squared resid	1673.804	Schwarz criterion		3.359551
Log likelihood	-1692.910	Hannan-Quinn criter.		3.350520
F-statistic	413.3561	Durbin-Watson stat		1.929981
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-34.71351	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.435200	
5% level	-2.863569	
10% level	-2.567900	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 13:54
 Sample (adjusted): 1/03/2003 12/31/2007
 Included observations: 1292 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.967154	0.027861	-34.71351	0.0000
C	-0.051276	0.022870	-2.242038	0.0251
R-squared	0.482972	Mean dependent var		0.001239
Adjusted R-squared	0.482571	S.D. dependent var		1.140324
S.E. of regression	0.820264	Akaike info criterion		2.443165
Sum squared resid	867.9542	Schwarz criterion		2.451159
Log likelihood	-1576.285	Hannan-Quinn criter.		2.446165
F-statistic	1205.028	Durbin-Watson stat		1.990734
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-32.82382	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.436468	
5% level	-2.864130	
10% level	-2.568201	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:00
 Sample (adjusted): 1/03/2008 12/30/2011
 Included observations: 1032 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.022357	0.031147	-32.82382	0.0000
C	0.005237	0.036271	0.144384	0.8852
R-squared	0.511247	Mean dependent var		0.000520
Adjusted R-squared	0.510772	S.D. dependent var		1.665861
S.E. of regression	1.165183	Akaike info criterion		3.145570
Sum squared resid	1398.381	Schwarz criterion		3.155142
Log likelihood	-1621.114	Hannan-Quinn criter.		3.149202
F-statistic	1077.403	Durbin-Watson stat		2.001162
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.01455	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.435223	
5% level	-2.863580	
10% level	-2.567905	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:06
 Sample (adjusted): 1/03/2012 12/30/2016
 Included observations: 1286 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.005082	0.027908	-36.01455	0.0000
C	0.043508	0.026794	1.623787	0.1047
R-squared	0.502528	Mean dependent var		0.000233
Adjusted R-squared	0.502140	S.D. dependent var		1.360425
S.E. of regression	0.959905	Akaike info criterion		2.757589
Sum squared resid	1183.100	Schwarz criterion		2.765613
Log likelihood	-1771.130	Hannan-Quinn criter.		2.760601
F-statistic	1297.048	Durbin-Watson stat		1.998180
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo V – Teste ADF dados semanais para todos os períodos

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-35.73033	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.437122	
5% level	-2.864419	
10% level	-2.568356	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:17
 Sample (adjusted): 2/03/1999 12/28/2016
 Included observations: 935 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.127166	0.031546	-35.73033	0.0000
C	0.069278	0.079375	0.872794	0.3830
R-squared	0.577762	Mean dependent var		-0.021188
Adjusted R-squared	0.577310	S.D. dependent var		3.731263
S.E. of regression	2.425866	Akaike info criterion		4.612391
Sum squared resid	5490.544	Schwarz criterion		4.622745
Log likelihood	-2154.293	Hannan-Quinn criter.		4.616339
F-statistic	1276.657	Durbin-Watson stat		1.959965
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.15218	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462412	
5% level	-2.875538	
10% level	-2.574309	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:20
 Sample (adjusted): 2/03/1999 12/25/2002
 Included observations: 204 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.265544	0.062799	-20.15218	0.0000
C	0.407748	0.216805	1.880711	0.0615
R-squared	0.667823	Mean dependent var		-0.092649
Adjusted R-squared	0.666179	S.D. dependent var		5.324279
S.E. of regression	3.076222	Akaike info criterion		5.095037
Sum squared resid	1911.555	Schwarz criterion		5.127568
Log likelihood	-517.6938	Hannan-Quinn criter.		5.108196
F-statistic	406.1102	Durbin-Watson stat		1.928121
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.92256	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.455387	
5% level	-2.872455	
10% level	-2.572660	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:23
 Sample (adjusted): 1/08/2003 12/26/2007
 Included observations: 260 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-0.926105	0.062061	-14.92256	0.0000
C	-0.246170	0.112992	-2.178642	0.0303
R-squared	0.463264	Mean dependent var		-0.008394
Adjusted R-squared	0.461183	S.D. dependent var		2.457270
S.E. of regression	1.803738	Akaike info criterion		4.025262
Sum squared resid	839.3955	Schwarz criterion		4.052652
Log likelihood	-521.2841	Hannan-Quinn criter.		4.036273
F-statistic	222.6828	Durbin-Watson stat		1.907493
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.16612	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.461783	
5% level	-2.875262	
10% level	-2.574161	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:30
 Sample (adjusted): 1/09/2008 12/28/2011
 Included observations: 208 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.118747	0.069203	-16.16612	0.0000
C	0.031491	0.185322	0.169928	0.8652
R-squared	0.559211	Mean dependent var		0.007440
Adjusted R-squared	0.557071	S.D. dependent var		4.015861
S.E. of regression	2.672673	Akaike info criterion		4.813604
Sum squared resid	1471.495	Schwarz criterion		4.845696
Log likelihood	-498.6148	Hannan-Quinn criter.		4.826580
F-statistic	261.3433	Durbin-Watson stat		1.986666
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.80952	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.455387	
5% level	-2.872455	
10% level	-2.572660	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:35
 Sample (adjusted): 1/11/2012 12/28/2016
 Included observations: 260 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.042448	0.062015	-16.80952	0.0000
C	0.235347	0.129362	1.819294	0.0700
R-squared	0.522717	Mean dependent var		0.005176
Adjusted R-squared	0.520867	S.D. dependent var		2.996526
S.E. of regression	2.074178	Akaike info criterion		4.304669
Sum squared resid	1109.971	Schwarz criterion		4.332059
Log likelihood	-557.6070	Hannan-Quinn criter.		4.315680
F-statistic	282.5601	Durbin-Watson stat		2.003409
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo VI – Teste KPSS dados diários todos os períodos

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3.98 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.172925
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.132579
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.131534

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LOG_RETURN

Method: Least Squares

Date: 08/07/17 Time: 12:26

Sample (adjusted): 1/19/1999 12/30/2016

Included observations: 4629 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016307	0.015644	1.042379	0.2973
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.016307
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.064342
S.E. of regression	1.064342	Akaike info criterion		2.962807
Sum squared resid	5242.710	Schwarz criterion		2.964198
Log likelihood	-6856.416	Hannan-Quinn criter.		2.963296
Durbin-Watson stat	1.903067			

• **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4.96 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.088972
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.751394
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.920332

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: LOG_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 13:51
 Sample (adjusted): 1/19/1999 12/31/2002
 Included observations: 1016 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.082565	0.041539	1.987634	0.0471
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.082565
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.324054
S.E. of regression	1.324054	Akaike info criterion		3.400257
Sum squared resid	1779.416	Schwarz criterion		3.405103
Log likelihood	-1726.331	Hannan-Quinn criter.		3.402098
Durbin-Watson stat	1.716845			

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2.03 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.036909
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.672011
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.685639

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: LOG_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 13:56
 Sample: 1/02/2003 12/31/2007
 Included observations: 1293

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.053172	0.022806	-2.331448	0.0199
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.053172
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.820080
S.E. of regression	0.820080	Akaike info criterion		2.441943
Sum squared resid	868.9103	Schwarz criterion		2.445938
Log likelihood	-1577.716	Hannan-Quinn criter.		2.443442
Durbin-Watson stat	1.932004			

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1.46 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.104413
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.354764
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.318830

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: LOG_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:01
 Sample: 1/02/2008 12/30/2011
 Included observations: 1033

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004529	0.036232	0.124993	0.9006
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.004529
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.164507
S.E. of regression	1.164507	Akaike info criterion		3.143440
Sum squared resid	1399.471	Schwarz criterion		3.148223
Log likelihood	-1622.587	Hannan-Quinn criter.		3.145255
Durbin-Watson stat	2.044430			

• **01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.584 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.132636
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.919295
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.919295

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: LOG_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:06
 Sample: 1/02/2012 12/30/2016
 Included observations: 1287

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.043256	0.026737	1.617855	0.1059
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.043256
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.959171
S.E. of regression	0.959171	Akaike info criterion		2.755283
Sum squared resid	1183.132	Schwarz criterion		2.759292
Log likelihood	-1772.024	Hannan-Quinn criter.		2.756788
Durbin-Watson stat	2.010107			

Anexo VII – Teste KPSS dados semanais para todos os períodos

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4.54 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.159200
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	6.320596
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	5.927054

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LOG_RETURN

Method: Least Squares

Date: 08/07/17 Time: 14:17

Sample (adjusted): 1/27/1999 12/28/2016

Included observations: 936 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.078487	0.082219	0.954608	0.3400
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.078487
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		2.515424
S.E. of regression	2.515424	Akaike info criterion		4.683827
Sum squared resid	5916.078	Schwarz criterion		4.689000
Log likelihood	-2191.031	Hannan-Quinn criter.		4.685800
Durbin-Watson stat	2.198055			

• **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4.65 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.099041
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	11.71048
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.960804

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: LOG_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:20
 Sample (adjusted): 1/27/1999 12/25/2002
 Included observations: 205 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.390212	0.239592	1.628653	0.1049
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.390212
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		3.430435
S.E. of regression	3.430435	Akaike info criterion		5.308118
Sum squared resid	2400.649	Schwarz criterion		5.324327
Log likelihood	-543.0820	Hannan-Quinn criter.		5.314674
Durbin-Watson stat	2.397845			

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2.05 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.034614
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.239795
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.301715

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: LOG_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:27
 Sample: 1/01/2003 12/26/2007
 Included observations: 261

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.260319	0.111628	-2.332029	0.0205
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.260319
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.803401
S.E. of regression	1.803401	Akaike info criterion		4.021050
Sum squared resid	845.5865	Schwarz criterion		4.034707
Log likelihood	-523.7470	Hannan-Quinn criter.		4.026540
Durbin-Watson stat	1.849493			

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2.63 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.112066
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	7.142301
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6.344838

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: LOG_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:31
 Sample: 1/02/2008 12/28/2011
 Included observations: 209

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026722	0.185305	0.144205	0.8855
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.026722
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		2.678925
S.E. of regression	2.678925	Akaike info criterion		4.813481
Sum squared resid	1492.741	Schwarz criterion		4.829473
Log likelihood	-502.0088	Hannan-Quinn criter.		4.819947
Durbin-Watson stat	2.236375			

• **01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1.41 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.140352
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	4.298371
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.085312

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LOG_RETURN

Method: Least Squares

Date: 08/07/17 Time: 14:36

Sample: 1/04/2012 12/28/2016

Included observations: 261

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.213903	0.128578	1.663614	0.0974
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.213903
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		2.077235
S.E. of regression	2.077235	Akaike info criterion		4.303776
Sum squared resid	1121.875	Schwarz criterion		4.317433
Log likelihood	-560.6428	Hannan-Quinn criter.		4.309266
Durbin-Watson stat	2.072969			

Anexo VIII – Teste PP dados diários para todos os períodos

- 18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.74 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-64.92136	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431580	
5% level	-2.861969	
10% level	-2.567041	

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

Residual variance (no correction)	1.128058
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.128058

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 12:27
 Sample (adjusted): 1/20/1999 12/30/2016
 Included observations: 4628 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-0.952517	0.014672	-64.92136	0.0000
C	0.014844	0.015618	0.950462	0.3419
R-squared	0.476743	Mean dependent var		-0.000630
Adjusted R-squared	0.476630	S.D. dependent var		1.468436
S.E. of regression	1.062330	Akaike info criterion		2.959239
Sum squared resid	5220.651	Schwarz criterion		2.962022
Log likelihood	-6845.678	Hannan-Quinn criter.		2.960218
F-statistic	4214.783	Durbin-Watson stat		1.992294
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1.67 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-27.82225	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.436574	
5% level	-2.864176	
10% level	-2.568226	

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

Residual variance (no correction)	1.709654
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.768471

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 13:51
 Sample (adjusted): 1/20/1999 12/31/2002
 Included observations: 1015 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES03(-1)	-0.861181	0.031027	-27.75560	0.0000
C	0.068013	0.041162	1.652337	0.0988
R-squared	0.431975	Mean dependent var		-0.003113
Adjusted R-squared	0.431415	S.D. dependent var		1.735740
S.E. of regression	1.308828	Akaike info criterion		3.378109
Sum squared resid	1735.299	Schwarz criterion		3.387809
Log likelihood	-1712.390	Hannan-Quinn criter.		3.381793
F-statistic	770.3735	Durbin-Watson stat		1.944545
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.175 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-34.71351	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.435200	
5% level	-2.863569	
10% level	-2.567900	

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

Residual variance (no correction)	0.671791
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.671791

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 13:56
 Sample (adjusted): 1/03/2003 12/31/2007
 Included observations: 1292 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.967154	0.027861	-34.71351	0.0000
C	-0.051276	0.022870	-2.242038	0.0251
R-squared	0.482972	Mean dependent var		0.001239
Adjusted R-squared	0.482571	S.D. dependent var		1.140324
S.E. of regression	0.820264	Akaike info criterion		2.443165
Sum squared resid	867.9542	Schwarz criterion		2.451159
Log likelihood	-1576.285	Hannan-Quinn criter.		2.446165
F-statistic	1205.028	Durbin-Watson stat		1.990734
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.151 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-32.82382	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.436468	
5% level	-2.864130	
10% level	-2.568201	

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

Residual variance (no correction)	1.355021
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.355021

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:02
 Sample (adjusted): 1/03/2008 12/30/2011
 Included observations: 1032 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.022357	0.031147	-32.82382	0.0000
C	0.005237	0.036271	0.144384	0.8852
R-squared	0.511247	Mean dependent var		0.000520
Adjusted R-squared	0.510772	S.D. dependent var		1.665861
S.E. of regression	1.165183	Akaike info criterion		3.145570
Sum squared resid	1398.381	Schwarz criterion		3.155142
Log likelihood	-1621.114	Hannan-Quinn criter.		3.149202
F-statistic	1077.403	Durbin-Watson stat		2.001162
Prob(F-statistic)	0.000000			

• 01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.0729 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-36.01455	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.435223	
5% level	-2.863580	
10% level	-2.567905	

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

Residual variance (no correction)	0.919984
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.919984

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:07
 Sample (adjusted): 1/03/2012 12/30/2016
 Included observations: 1286 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.005082	0.027908	-36.01455	0.0000
C	0.043508	0.026794	1.623787	0.1047

R-squared	0.502528	Mean dependent var	0.000233
Adjusted R-squared	0.502140	S.D. dependent var	1.360425
S.E. of regression	0.959905	Akaike info criterion	2.757589
Sum squared resid	1183.100	Schwarz criterion	2.765613
Log likelihood	-1771.130	Hannan-Quinn criter.	2.760601
F-statistic	1297.048	Durbin-Watson stat	1.998180
Prob(F-statistic)	0.000000		

Anexo IX – Teste PP dados semanais para todos os períodos

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1.24 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-35.66854	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.437122	
5% level	-2.864419	
10% level	-2.568356	

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

Residual variance (no correction)	5.872239
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	5.992730

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:17
 Sample (adjusted): 2/03/1999 12/28/2016
 Included observations: 935 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.127166	0.031546	-35.73033	0.0000
C	0.069278	0.079375	0.872794	0.3830
R-squared	0.577762	Mean dependent var		-0.021188
Adjusted R-squared	0.577310	S.D. dependent var		3.731263
S.E. of regression	2.425866	Akaike info criterion		4.612391
Sum squared resid	5490.544	Schwarz criterion		4.622745
Log likelihood	-2154.293	Hannan-Quinn criter.		4.616339
F-statistic	1276.657	Durbin-Watson stat		1.959965
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1.1 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-20.02951	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462412	
5% level	-2.875538	
10% level	-2.574309	

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

Residual variance (no correction)	9.370366
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9.693614

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:21
 Sample (adjusted): 2/03/1999 12/25/2002
 Included observations: 204 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.265544	0.062799	-20.15218	0.0000
C	0.407748	0.216805	1.880711	0.0615
R-squared	0.667823	Mean dependent var		-0.092649
Adjusted R-squared	0.666179	S.D. dependent var		5.324279
S.E. of regression	3.076222	Akaike info criterion		5.095037
Sum squared resid	1911.555	Schwarz criterion		5.127568
Log likelihood	-517.6938	Hannan-Quinn criter.		5.108196
F-statistic	406.1102	Durbin-Watson stat		1.928121
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.829 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-14.92256	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.455387	
5% level	-2.872455	
10% level	-2.572660	

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

Residual variance (no correction)	3.228444
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.228444

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:28
 Sample (adjusted): 1/08/2003 12/26/2007
 Included observations: 260 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-0.926105	0.062061	-14.92256	0.0000
C	-0.246170	0.112992	-2.178642	0.0303
R-squared	0.463264	Mean dependent var		-0.008394
Adjusted R-squared	0.461183	S.D. dependent var		2.457270
S.E. of regression	1.803738	Akaike info criterion		4.025262
Sum squared resid	839.3955	Schwarz criterion		4.052652
Log likelihood	-521.2841	Hannan-Quinn criter.		4.036273
F-statistic	222.6828	Durbin-Watson stat		1.907493
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.37 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-16.16612	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.461783	
5% level	-2.875262	
10% level	-2.574161	

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

Residual variance (no correction)	7.074495
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.074495

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:31
 Sample (adjusted): 1/09/2008 12/28/2011
 Included observations: 208 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.118747	0.069203	-16.16612	0.0000
C	0.031491	0.185322	0.169928	0.8652
R-squared	0.559211	Mean dependent var		0.007440
Adjusted R-squared	0.557071	S.D. dependent var		4.015861
S.E. of regression	2.672673	Akaike info criterion		4.813604
Sum squared resid	1471.495	Schwarz criterion		4.845696
Log likelihood	-498.6148	Hannan-Quinn criter.		4.826580
F-statistic	261.3433	Durbin-Watson stat		1.986666
Prob(F-statistic)	0.000000			

• **01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0.297 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-16.80952	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.455387	
5% level	-2.872455	
10% level	-2.572660	

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

Residual variance (no correction)	4.269120
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.269120

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/17 Time: 14:36
 Sample (adjusted): 1/11/2012 12/28/2016
 Included observations: 260 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RETURN(-1)	-1.042448	0.062015	-16.80952	0.0000
C	0.235347	0.129362	1.819294	0.0700
R-squared	0.522717	Mean dependent var		0.005176
Adjusted R-squared	0.520867	S.D. dependent var		2.996526
S.E. of regression	2.074178	Akaike info criterion		4.304669
Sum squared resid	1109.971	Schwarz criterion		4.332059
Log likelihood	-557.6070	Hannan-Quinn criter.		4.315680
F-statistic	282.5601	Durbin-Watson stat		2.003409
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo X – Rácio de variância dados diários para todos os períodos

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 12:28

Sample: 1/18/1999 12/30/2016

Included observations: 4628 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	12.47247	4628	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.562748	0.035057	-12.47247	0.0000
5	0.218061	0.077702	-10.06330	0.0000
10	0.101718	0.111369	-8.065834	0.0000
20	0.051348	0.147414	-6.435283	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = -0.000630011837446)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	2.15631	-	4628
2	1.21346	0.56275	4627
5	0.47021	0.21806	4624
10	0.21934	0.10172	4619
20	0.11072	0.05135	4609

• **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 13:52

Sample: 1/18/1999 12/31/2002

Included observations: 1015 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	5.059847	1015	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.677394	0.063758	-5.059847	0.0000
5	0.238865	0.167121	-4.554382	0.0000
10	0.105842	0.242639	-3.685130	0.0002
20	0.054737	0.306441	-3.084651	0.0020

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = -0.00311251036714)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	3.01279	-	1015
2	2.04085	0.67739	1014
5	0.71965	0.23887	1011
10	0.31888	0.10584	1006
20	0.16491	0.05474	996

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 13:57

Sample: 1/02/2003 12/31/2007

Included observations: 1292 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	7.885350	1292	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.534299	0.059059	-7.885350	0.0000
5	0.202497	0.114840	-6.944477	0.0000
10	0.107007	0.162951	-5.480146	0.0000
20	0.055026	0.214207	-4.411499	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0.00123915731686)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	1.30034	-	1292
2	0.69477	0.53430	1291
5	0.26331	0.20250	1288
10	0.13915	0.10701	1283
20	0.07155	0.05503	1273

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 14:02

Sample: 1/02/2008 12/30/2011

Included observations: 1032 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	5.847333	1032	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.499389	0.085614	-5.847333	0.0000
5	0.213884	0.174669	-4.500596	0.0000
10	0.096999	0.249363	-3.621230	0.0003
20	0.047285	0.343839	-2.770819	0.0056

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0.000520184728906)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	2.77509	-	1032
2	1.38585	0.49939	1031
5	0.59355	0.21388	1028
10	0.26918	0.09700	1023
20	0.13122	0.04728	1013

• **01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 14:07

Sample: 1/02/2012 12/30/2016

Included observations: 1286 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	9.595230	1286	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.513523	0.050700	-9.595230	0.0000
5	0.209272	0.097098	-8.143622	0.0000
10	0.102357	0.133664	-6.715653	0.0000
20	0.051675	0.182591	-5.193713	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0.000233294229979)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	1.85076	-	1286
2	0.95041	0.51352	1285
5	0.38731	0.20927	1282
10	0.18944	0.10236	1277
20	0.09564	0.05168	1267

Anexo XI – Rácio de variância dados semanais para todos os períodos

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 14:18

Sample: 1/20/1999 12/28/2016

Included observations: 935 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	5.373397	935	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.414051	0.109046	-5.373397	0.0000
4	0.222285	0.179995	-4.320768	0.0000
8	0.099532	0.239643	-3.757543	0.0002
16	0.057717	0.305067	-3.088774	0.0020

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = -0.0211881722256)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	13.9223	-	935
2	5.76455	0.41405	934
4	3.09472	0.22228	932
8	1.38571	0.09953	928
16	0.80355	0.05772	920

- **18/JAN/1999 A 31/DEZ/2002**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 14:21

Sample: 1/20/1999 12/25/2002

Included observations: 204 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	3.294538	204	0.0039

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.331365	0.202953	-3.294538	0.0010
4	0.206667	0.322321	-2.461316	0.0138
8	0.078812	0.418818	-2.199492	0.0278
16	0.053684	0.542419	-1.744620	0.0811

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = -0.0926489645912)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	28.3479	-	204
2	9.39351	0.33136	203
4	5.85857	0.20667	201
8	2.23416	0.07881	197
16	1.52183	0.05368	189

• **01/JAN/2003 A 31/DEZ/2007**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 14:29

Sample: 1/01/2003 12/26/2007

Included observations: 260 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	4.639975	260	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.591886	0.087956	-4.639975	0.0000
4	0.252875	0.163857	-4.559612	0.0000
8	0.134522	0.239698	-3.610699	0.0003
16	0.073899	0.324015	-2.858208	0.0043

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = -0.00839447022533)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	6.03818	-	260
2	3.57391	0.59189	259
4	1.52690	0.25287	257
8	0.81227	0.13452	253
16	0.44621	0.07390	245

• **01/JAN/2008 A 31/DEZ/2011**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 14:32

Sample: 1/02/2008 12/28/2011

Included observations: 208 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	2.509253	208	0.0475

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.420772	0.230837	-2.509253	0.0121
4	0.227344	0.408897	-1.889609	0.0588
8	0.107952	0.560101	-1.592654	0.1112
16	0.067009	0.679315	-1.373430	0.1696

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0.00744049451644)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	16.1271	-	208
2	6.78585	0.42077	207
4	3.66641	0.22734	205
8	1.74096	0.10795	201
16	1.08066	0.06701	193

• **01/JAN/2012 A 31/DEZ/2016**

Null Hypothesis: LOG_RETURN is a martingale

Date: 08/07/17 Time: 14:37

Sample: 1/04/2012 12/28/2016

Included observations: 260 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	6.271194	260	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.482114	0.082582	-6.271194	0.0000
4	0.235206	0.143091	-5.344793	0.0000
8	0.128184	0.212210	-4.108270	0.0000
16	0.065731	0.307845	-3.034866	0.0024

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0.00517616293852)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	8.97917	-	260
2	4.32899	0.48211	259
4	2.11195	0.23521	257
8	1.15098	0.12818	253
16	0.59021	0.06573	245