

**CURVA J E A CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER
CASO DE MOÇAMBIQUE (1994-2017)**

Leonel Pedro Sengo

UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANDE

FACULDADE DE ECONOMIA

DEZEMBRO DE 2023

MAPUTO

**CURVA J E A CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER
CASO DE MOÇAMBIQUE (1994-2017)**

Leonel Pedro Sengo

Tese submetida em cumprimento parcial dos requisitos para a obtenção do Grau de Licenciatura em Economia, na Faculdade de Economia da Universidade Eduardo Mondlane.

Supervisor: Mestre Félix Mambo

Maputo, Dezembro de 2023

DECLARAÇÃO DO AUTOR

Eu, **Leonel Mauro Matusse**, declaro por minha honra que este trabalho é da minha autoria e resulta da minha investigação. Esta é a primeira vez que o submeto para obter um grau académico numa instituição educacional.

(Leonel Pedro Sengo)

Maputo, Dezembro de 2023

APROVAÇÃO DO JÚRI

Este trabalho foi aprovado com ____ valores no dia ** de ** de 2023 por nós, membros do júri examinador nomeado pela Faculdade de Economia da Universidade Eduardo Mondlane.

(O Presidente do Júri)

(O Arguente)

(O Supervisor)

Índice

CAPÍTULO I	10
1. Introdução	10
1.1 Contextualização	10
1.2 Justificativa da escolha do tema	11
1.3 Problema de Pesquisa	12
1.4 Objectivos	12
1.4.1 Objectivo Geral	12
1.4.2 Objectivos Especificos	12
CAPÍTULO II	13
2. Revisão da Literatura	13
2.1 Perfil da balança comercial	14
2.2 Impacto das flutuações cambiais na balança comercial	16
2.3 Estudos Empíricos	16
2.4 Metodologia e Especificação do Modelo	17
2.5 Procedimentos Econométricos	19
2.5.2 Teste de Cointegração	20
2.5.3 Modelo Vector de Correção de Erro e Elasticidades Curto e Longo Prazo	23
CAPÍTULO III	24
3. Análise dos resultados econométricos	24
3.1 Teste de Raiz Unitária	24
3.2 Teste de cointegração	25
3.3 Estimativa e Discussão das Regressões (Elasticidades) de Curto e Longo Prazo	26
3.4 Resultados dos Testes Diagnósticos das Regressões	28
4. Conclusão	30
5. Referências Bibliográficas	31
6. Anexos	33

DEDICATÓRIA

Para minha querida família, pela sua capacidade de acreditar em mim e investir em mim. A minha Mãe, pelo cuidado e dedicação que sempre deu, em alguns momentos, a esperança para seguir em frente. Turina David, companheira de todas as horas, presente em todos os momentos difíceis; Keesha Letty - filha que representa a razão do meu viver; com amor e carinho.

Leonel Sengo

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradecer à Deus o criador dos céus e da terra, por ser essencial em minha vida, autor do meu destino, meu guia, socorro presente na hora da angústia. Obrigado por me ter guardado nessa longa jornada, passei por tanta coisa para a conclusão do curso e muitas vezes pensei em desistir, mas o Senhor me susteve e permitiu com que chegasse até aqui.

À minha família, pelo apoio que sempre me deram durante toda a minha vida, pelo amor, incentivo e apoio incondicional. À minha mãe Celestina Matusse, heroína que me deu apoio, incentivo nas horas difíceis, de desânimo e cansaço.

Ao docente Félix Mambo que ajudou me em ideias durante todo o processo de desenvolvimento deste presente trabalho.

Às pessoas com quem convivi nessa longa jornada. As experiências partilhadas com amigos nesses longos anos foram as melhores na minha formação acadêmica. Meu muito obrigado ao colega Isidrâncio Muhandula que nunca se negou de partilhar os seus conhecimentos comigo para a elaboração desse trabalho.

Agradeço à todos os professores da Faculdade de Economia, por proporcionar me o conhecimento não apenas racional, pela dedicação no meu processo de formação profissional, obrigado por não somente terem me ensinado, mas por terem me feito aprender.

À todos que directa ou indirectamente fizeram parte de minha formação, o meu muito obrigado.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Ilustração do comportamento das exportações líquidas	15
Gráfico 2: Função impulso-resposta da taxa de câmbio sobre as importações e exportações ..	29

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Apresentação de estudos empíricos	17
Tabela 2: Resultados do teste de raiz unitária em Níveis e Primeira Diferença (1994 – 2017) ..	24
Tabela 3: Resultados dos Testes de Cointegração	26
Tabela 4: Elasticidades das exportações	27
Tabela 5: Elasticidades das importações	27
Tabela 6: Testes da Validade das Regressões	28

LISTA DE ANEXOS

Anexo A: Teste Augmented Dickey-Fuller (ADF)	33
Anexo B: Teste Phillips - Perron	38
Anexo C: Estimação do VAR para o modelo das exportações	43
Anexo D: Teste de cointegração do modelo das exportações	45
Anexo E: Teste de autocorrelação do modelo de exportações	45
Anexo F: Teste de normalidade do modelo de exportações	46
Anexo G: Estimação do VAR para o modelo das importações	46
Anexo H: Teste de cointegração do modelo das importações	48
Anexo I: Estimação do VEC para o modelo das importações	48
Anexo J: Teste de autocorrelação do modelo das importações	50
Anexo K: Teste de normalidade do modelo das importações	50
Anexo L: Teste de estabilidade do modelo das importações	51

RESUMO

Este trabalho tem como objectivo investigar a ocorrência do fenómeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial Moçambicana com dados anuais entre 1994 à 2017 e vectores de correção de erros.

Palavras-Chave: Balança Comercial, Curva J, Condição de Marshall-Lerner, Taxa de Câmbio

CAPÍTULO I

1. Introdução

1.1 Contextualização

Num ambiente económico cada vez mais globalizado, vários pesquisadores voltaram seus estudos para avaliar como as políticas cambiais refletem na balança comercial das economias, e de que forma estas influenciam o crescimento económico. Nessa perspectiva, discute-se os aspectos teóricos e a regularidade empírica da chamada Curva J e da Condição de Marshall-Lerner.

Uma vez que, a desvalorização real do câmbio só aumenta o saldo comercial (*ceteris paribus*), se a soma absoluta das elasticidades-preço das demandas por exportações e importações for maior que um (Canuto, 2004, p. 283). A essa condição é denominada Marshall-Lerner, que recebeu este nome por ser deduzida algebricamente por Marshall (1923) e por Lerner (1943).

Ainda nessa estrutura pode-se identificar a ocorrência da curva J, que é um fenómeno em que, após uma desvalorização cambial, ocorre défice na balança comercial em curto prazo, e superavitário, a longo prazo. Vale destacar que a condição de Marshall-Lerner permanece válida nesse processo, pois o superavitário, embora não se manifeste de imediato, ocorre no equilíbrio em longo prazo (Lobo, 2007; Moura, 2005; Sonaglio, Scalco e Campos, 2010).

Deste modo, dada a importância de como as políticas cambiais repercutem na balança comercial das economias, o presente Projecto de Pesquisa visa propor uma discussão sobre os aspectos teóricos e a regularidade empírica da chamada Curva J e da Condição de Marshall-Lerner, na economia moçambicana no período compreendido entre 1994-2017.

Desde a independência (meados dos anos 70), Moçambique teve uma série de regimes de taxas de câmbio (Pimpão, 1996). Até 1986, predominaram as taxas fixas, seguidas pela depreciação e terapia de choque intensa em 1987-88 e, posteriormente, prevaleceu um regime de desvalorização até ao início dos anos 90, quando as taxas de câmbio foram unificadas e adoptadas num regime de taxas flexíveis em 1994, sendo as que se encontram actualmente em

vigor. Daí surge a escolha deste período (1994-2017), a outra razão, foi a disponibilidade de dados sobre as variáveis relevantes ao estudo.

Desta feita, a taxa de câmbio refere-se ao preço de uma moeda em relação à outra, ou seja, o número de unidades de moeda nacional necessária para comprar uma unidade de moeda estrangeira. (Cardoso, 1998).

Os formuladores de políticas económicas devem escolher o regime cambial adequado para a realização dos seus objectivos, a título de exemplo estes regimes podem ser fixos ou flexíveis, e dependem das condições macroeconómicas dos países que os adoptam.

Segundo Sachs e Lorrain (1995:329), o regime de câmbio fixo é aquele em que a autoridade monetária fixa o preço da moeda nacional em relação à uma moeda estrangeira, comprometendo-se em sustentar a paridade, comprando ou vendendo a moeda nacional a uma determinada taxa.

E no regime cambial flexível, a autoridade monetária não mantém compromisso com qualquer taxa cambial. Assim qualquer flutuação na demanda e/ou oferta da moeda estrangeira acomodam-se por meio da alteração de preço da moeda estrangeira em relação a nacional.

1.2 Justificativa da escolha do tema

O interesse pelo estudo da Curva J e da Condição de Marshall-Lerner, é pelo facto da política cambial adoptada desde 1994 e a abertura comercial oferecer uma boa oportunidade para a análise da relação entre a balança comercial e variações na taxa de câmbio, e por não existir ainda estudos relacionados a esses fenómenos na economia moçambicana.

Por outro lado, a pesquisa visa saber se a teoria condiz com à realidade económica moçambicana, fazendo o uso dos conhecimentos adquiridos ao longo do curso referentes à Curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner, e a extensão de aplicabilidade da teoria em Moçambique, pois até aqui conforme referiu se acima, ainda não há pesquisas feitas sobre este tópico usando dados sobre Moçambique.

1.3 Problema de Pesquisa

O presente trabalho pretende contribuir para a literatura com a análise empírica das relações de curto e longo prazo entre a taxa de câmbio real e as exportações líquidas/balança comercial; ou seja, verificar-se-á a ocorrência do fenómeno da curva J e da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial em Moçambique.

Assim sendo, este trabalho vai procurar responder a questões do tipo: **como se dá a relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial, tanto no curto como no longo prazo num nível agregado?**

1.4 Objectivos

Tendo em consideração o problema acima descrito, a pesquisa apresenta os seguintes objectivos:

1.4.1 Objectivo Geral

- ✓ Analisar o fenómeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial em Moçambique (1994-2017).

1.4.2 Objectivos Especificos

- ✓ Descrever o perfil da balança comercial em Moçambique
- ✓ Avaliar o impacto das flutuações cambiais na balança comercial;
- ✓ Examinar os efeitos de curto e de longo prazo da desvalorização cambial sobre o saldo da balança comercial.

CAPÍTULO II

2. Revisão da Literatura

A curva “J” surge de uma constatação empírica de que uma desvalorização cambial causa inicialmente uma queda no saldo da balança comercial, seguida de um crescimento em tal saldo mais que proporcional, a explicação teórica de tal efeito tem surgido a partir de diversas vertentes.

A curva J refere-se à ocorrência de um déficit na balança comercial a curto prazo, seguido por um saldo superavitário a longo prazo em resposta a uma desvalorização cambial. Esse fenômeno seria explicado pela existência, no curto prazo, de uma rigidez relativa em termos de *quantum* importado e exportado decorrente de contratos de câmbio (Leonard e Stockman, 2001).

Krugman e Obstfeld (2000), justificam o fenômeno da curva J sob o argumento de que, após uma depreciação cambial, os valores das exportações e importações ainda representam contratos celebrados com base na antiga taxa de câmbio real, refletindo no aumento do valor das importações em termos de bens domésticos e, além disso, a persistência de hábitos e costumes e a desfasagem da tomada de decisão por parte dos agentes econômicos também são apresentados como fatores explicativos desse fenômeno. A condição de Marshall-Lerner preconiza que haverá uma melhora no saldo da balança comercial em resposta a uma depreciação cambial se, e somente se, o volume das exportações e importações for elástico em relação à taxa de câmbio real.

O efeito da curva “J” sugere que a curto-prazo, a depreciação ou desvalorização (dependendo do regime cambial) de uma moeda conduzirá a uma piora do saldo da balança comercial de um país. Porém, a medida que o tempo passa, a balança comercial irá melhorar. A razão disso é que leva tempo para que novas informações a respeito dos efeitos sobre o preço da desvalorização, se disseminem pela economia e as unidades econômicas ajustem seu comportamento correspondente (Carbaugh, 2004).

A condição de Marshall-Lerner é uma situação particular em que se considera que as elasticidades-preço da oferta dos bens exportados e importados da economia doméstica tendem ao infinito. Ou seja, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa será maior que um. Segundo Moura (2005), a condição de Marshall-Lerner é um caso particular da solução geral para as variações absolutas do saldo da balança comercial frente a uma desvalorização cambial.

Mesmo com a existência de grande elasticidade demanda - preço e cumprimento da condição Marshall-Lerner, o momento da desvalorização cambial é caracterizado por défices comerciais. Isso acontece devido a desfasagem de informações, presença de estoques e acomodação da nova condição financeira. Desta feita, é necessário um tempo para que os países percebam as alterações no câmbio e modifiquem suas relações comerciais, alterando o volume importado e exportado, (Hellier, 1994).

2.1 Perfil da balança comercial

O gráfico abaixo, ilustra claramente que logo após uma desvalorização cambial há deterioração no saldo das transações correntes do país, tendo uma consequência inversa do pressuposto da condição de Marshall-Lerner. Ou seja, a depreciação real da moeda, primeiramente pioraria a conta corrente para depois melhorá-la. Ao se analisar o gráfico 1, se verifica várias curvas as quais o formato se assemelha a um J.

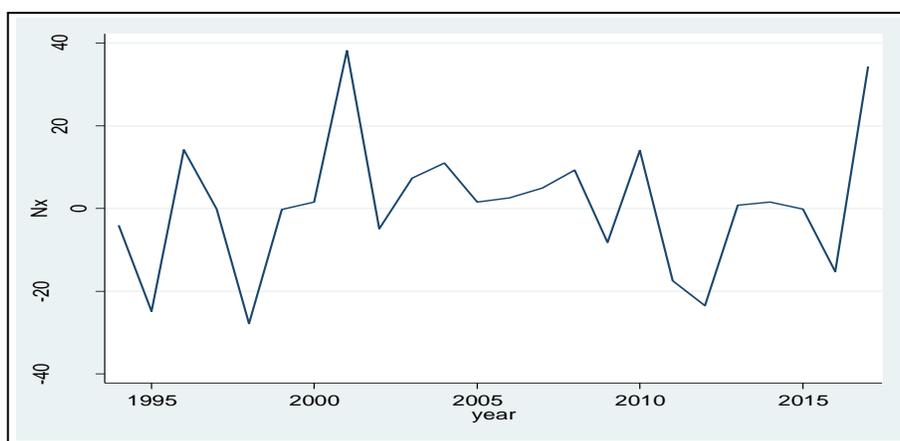
Isto ocorre primeiramente porque os contratos de exportação e importação são feitos no médio ou longo prazo, sendo assim, uma desvalorização não iria aumentar significativamente as exportações e diminuir as importações imediatamente. Visto que, ocorre um aumento do nível dos preços das importações relativamente aos bens domésticos, há uma deterioração nas exportações líquidas.

Além da questão dos contratos, se as empresas estiverem trabalhando perto do limite de produção, necessitarão de mais tempo, para se empreender novos investimentos e esperar seus resultados. Ainda haveria uma necessidade de adaptação a novos insumos em detrimento dos

importados. Após este período, as exportações tenderiam a aumentar, pois os produtos locais se tornariam mais competitivos e os processos de substituição de importações estariam mais adiantados. Com isso haveria uma melhora nas transações correntes, voltando primeiramente ao nível anterior ao da desvalorização para logo depois, suplantar o nível inicial.

O modo no qual o processo de desvalorização da taxa de câmbio é realizado, pode explicar as razões de mesmo após uma desvalorização da taxa real de câmbio, ocorrer um contínuo déficit na balança comercial.

Gráfico 1: Ilustração do comportamento das exportações líquidas



Fonte: elaboração do autor com recurso ao Stata

A curva J é baseada numa hipótese estática comparativa, ou seja, não prevê desvalorizações sucessivas na taxa de câmbio. Quando isto ocorre, ocasiona uma mudança na estrutura da mesma. Ao se repetir o processo de desvalorização, supostamente provocariam novas curvas J, alterando os pontos de mudanças da curva (onde a balança comercial passaria de negativa para positiva). Com isto, ao se observar a trajetória da curva, se verificaria um contínuo aumento do déficit das exportações líquidas, dando a impressão de que a desvalorização cambial teria o efeito de deteriorar as condições da balança comercial. Porém, ao interromper o processo de desvalorização contínua, tende haver uma melhora na balança comercial, podendo ser significativa. (KULKARMI, 1996)

2.2 Impacto das flutuações cambiais na balança comercial

Os efeitos de transferência ou mudança de gastos nos fluxos comerciais, representam um dos canais de transmissão, através dos quais as taxas de câmbio influenciam a actividade económica. Por exemplo, a apreciação da taxa de câmbio torna os bens e serviços internos mais caros em relação aos bens e serviços externos. E, isto por sua vez, conduz a uma mudança na procura agregada, afastando-a dos bens internos e dirigindo-a para os bens externos.

Consequentemente, há um declínio no consumo de bens produzidos internamente e um aumento das importações, o que resulta numa deterioração na balança comercial e um declínio na contribuição do comércio externo líquido para o crescimento do PIB. O efeito geral de uma variação da taxa de câmbio nos fluxos comerciais depende muito da magnitude do (efeito de passagem da taxa de câmbio), nos preços de importação e exportação. Só haverá mudança na procura quando a variação nominal na taxa de câmbio, se torna numa variação concretizada nos preços de importação e exportação na moeda do comprador.

Para além dos efeitos relacionados com os preços, existem outros factores com um efeito importante na resposta da oferta nos fluxos comerciais relativos as alterações na taxa de câmbio. A título de exemplo, os custos de comércio que constituem a entrada num novo mercado, e estes podem não ser recuperados caso o exportador decida sair do mercado numa data futura.

Outro factor que pode influenciar a elasticidade das taxas de câmbio nos fluxos comerciais agregados, é o conteúdo das importações nas exportações. Quando o valor acrescentado interno é baixo e os factores de produção importados têm um grande papel na produção de produtos destinados à exportação, o impacto, por exemplo, de uma apreciação nos preços das exportações em moeda externa, é diminuído, visto que há uma queda no preço dos factores de produção.

2.3 Estudos Empíricos

Diferentes técnicas e modelos econométricos foram usados para aferir o impacto da desvalorização da moeda na balança comercial. A maioria dos estudos utilizou dados agregados, por outro lado, estudos recentes utilizaram dados comerciais bilaterais.

Tabela 1: Apresentação de estudos empíricos

Autores	Modelo	País	Resultados
Bahmani-Oskooe e Ratha (2004)	Modelo autoregressivo de distribuição defasada.	EUA com 18 parceiros comerciais.	Concluíram que, no longo prazo, a desvalorização do dólar americano melhorou a balança comercial dos EUA com a Áustria, Dinamarca, Irlanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Suécia e Suíça. E, não encontraram nenhuma evidência para o padrão da curva J no curto prazo.
Gupta-Kapoor e Ramakrishnan (1999)	Modelo de correção de erros	Japão	Verificaram a presença da curva J nesse período.
Marwah e Klein (1996)	Técnica de cointegração com correção de erros	Canadá e mais seis países com forte presença comercial	Encontraram evidências de que a Condição de Marshall-Lerner é sempre satisfeita, entretanto a curva J, em alguns casos, não foi verificada.
Bahmani-Oskooe e Kantipong (2001)	Modelo de defasagem distribuída	Tailândia e seus cinco principais parceiros comerciais	Encontraram evidências de que a curva J era satisfeita apenas para o comércio Tailândia-Japão e Tailândia-EUA.
Nadenichek (2006)	Modelo estrutural de correção de erro vectorial	EUA com outros países do G-7	Constatou que o padrão de curva em J existe para a balança comercial bilateral entre os EUA e os outros países do G-7.

Fonte: elaboração própria.

2.4 Metodologia e Especificação do Modelo

Para fazer inferência sobre a condição de Marshall-Lerner e a ocorrência da curva J para Moçambique far-se-á uso de séries temporais anuais entre 1994 – 2017, com um total de 23 observações para cada variável.

As variáveis a utilizar para efeitos de análise neste estudo são: exportações (X), importações (M), renda doméstica (Y_t), renda externa (Y_{*t}), taxa de câmbio efectiva real (TXCERT). Os dados anuais do volume de exportações, importações e o PIB real de Moçambique (como medida da renda doméstica), serão obtidos a partir do site do Fundo Monetário de Investimento, World Economic Outlook (WEO).

Os dados anuais sobre a taxa de câmbio, foram obtidos a partir do International Financial Statistics Dataset (IFS) do FMI.

O modelo da balança comercial a ser empregue neste estudo é estimado pelas seguintes equações de longo prazo - cointegradas - de forma reduzida:

$$\ln (X_t) = \alpha_0 + \beta_x (RFX_t) + \beta_{*t} (\ln Y_{*t}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln (IM_t) = \alpha_0 + \beta_{im} (RFX_t) + \beta_t (\ln Y_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde: \ln é o logaritmo natural, X e IM são os valores das exportações e importações, RFX é a taxa de câmbio real, Y_{*t} é a renda externa, Y_t é o PIB real de Moçambique e ε_t é o termo de erro.

Espera-se, *a priori*, que os sinais das elasticidades de exportação e importação (β_x e β_{im}) sejam positivos e negativos, respectivamente. A condição de Marshall-Lerner será mantida se a soma das elasticidades de exportação e importação for superior a 1.

Para estimar correctamente o modelo da balança comercial, é necessário ter em conta alguns efeitos de *feedback*, pois, um movimento da taxa de câmbio não afecta apenas a balança comercial, as importações ou exportações, mas também a taxa de câmbio futura, e esta por sua vez terá um efeito adicional sobre os agregados comerciais. Por esta razão, será empregue um método econométrico de regressões automáticas vectoriais (VAR).

Primeiramente, será realizado um conjunto de testes de raiz unitária, para garantir que pelo menos duas das variáveis em cada uma das equações de longo prazo tenha uma raiz unitária. É de suma importância que um modelo tenha relevância económica sólida, e não apenas que satisfaça propriedades econométricas específicas.

Se uma variável tiver uma raiz unitária na forma de nível, a estacionariedade é obtida geralmente pela primeira diferença, e diz-se que essa variável é $I(1)$ na primeira diferença. Neste processo, a cointegração será estabelecida se as variáveis forem individualmente $I(1)$, ou se pelo menos duas ou mais delas forem.

Para as equações de exportação e importação será estimado o modelo VAR na forma de nível, que obedecerá o seguinte formato:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + BX_t + e_t \quad (3)$$

onde, Z - representa um vector de n variáveis não estacionárias, X - vector de variáveis determinísticas, e - vector de inovações.

Para garantir que não haja autocorrelação nos termos de erro e que os resíduos sigam o padrão de uma distribuição normal, os resultados preliminares do VAR serão necessários para verificar o número correcto de defasagens no modelo. Uma vez obtido o número correcto de defasagens, será realizado o teste proposto por Johansen, para determinar o número de equações de cointegração, e seguirá a seguinte especificação:

$$\Delta Z_t = \mu_t + \sum_j \gamma_j \Delta Z_{t-j} + \Pi X_{t-1} + u_t \quad (4)$$

em que Z_t é um vector de variáveis endógenas, μ_t - componente determinístico, γ_j - matriz de coeficientes, $\Pi = \alpha\beta'$, em que α é o parâmetro de ajuste de velocidade e β' é o vector de cointegração, u_t - matriz de resíduos.

2.5 Procedimentos Econométricos

2.5.1 Teste de raiz unitária

Antes de estimar cada um dos modelos acima referenciados, é necessário analisar as características estatísticas das variáveis incluídas, a fim de verificar a sua estacionaridade. Trata-se de um requisito fundamental na análise de séries temporais, de modo a evitar a obtenção de resultados espúrios.

Se as séries não forem estacionárias, os estimadores dos mínimos quadrados ordinários (MQO) perdem as suas propriedades de distribuição normal (não-enviesamento, eficiência e consistência). O teste de raiz unitária baseado (comummente nos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) proposto por Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988)) e de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992), permite determinar se as séries são ou não estacionárias.

Se não forem estacionárias em nível, então elas podem ser diferenciadas de modo a tornarem-se estacionárias, isto é, passando a exibir uma média e variância constante. Para o presente estudo, o teste de estacionariedade sobre as variáveis será feito usando o teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) de ((Dickey e Fuller, 1979), o teste de Phillips-Perron (1988) e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) a fim de detectar a presença da raiz unitária na série e para determinar a ordem de integração das variáveis, o uso dos três testes é para garantir robustez no teste. O resultado do teste será aquele que for sugerido pela maioria dos testes, e a regressão de Dickey-Fuller será apresentada pela equação abaixo.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta dY_{1-n} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_3 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta dY_{1-n} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde Δ é o operador de diferença, Y_t é a variável explicada, t representa a tendência linear, α_1 é o intercepto, n é o número óptimo de defasagens da variável dependente e ε_t é o termo erro.

2.5.2 Teste de Cointegração

De acordo com Engle e Granger (1987), mesmo que as séries temporais não sejam estacionárias em níveis, é possível encontrar algumas combinações lineares entre as variáveis que convergem para uma relação de longo prazo no tempo. Assim, a cointegração entre duas ou mais séries temporais é verificada se estas tiverem uma relação de equilíbrio de longo prazo, mesmo que as mesmas não sejam estacionárias. Neste caso, o resíduo resultante da regressão entre as séries não estacionárias deverá ser estacionário ou seja $I(0)$.

No âmbito da análise de cointegração, tem sido usados os testes propostos por Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). O primeiro teste tem a desvantagem de obter apenas um vector de cointegração, enquanto os últimos dois podem ser aplicados em equações multivariadas com mais do que um vector de cointegração. Não obstante esta desvantagem, o procedimento de Engle e Granger é apropriado para uma equação com apenas duas variáveis, porque neste caso só existe a possibilidade de existência de um vector de cointegração. Neste contexto, este estudo adopta o teste de Johansen por ser um teste adequado para testes de modelos multivariados (Enders, 2010).

A efectivação do teste de cointegração de Johansen e Juselius (1995) segue basicamente três passos principais nomeadamente: Escolha do número óptimo de defasagens, Escolha do modelo apropriado no que concerne a inclusão de factores determinísticos e Teste do traço estatístico e do máximo autovalor.

i. Escolha do número ótimo de defasagens

Segundo Enders (2010), antes do teste de cointegração deve-se escolher o número apropriado de defasagens para evitar a correlação dos erros. Para escolha do número de defasagens vários modelos foram desenvolvidos e para este estudo optou-se pelos critérios de *Schwarz Information Criterion (SIC)*, *Akaike Information Criterion (AIC)*, *Hannan-Quinn information Criterion (HQIC)*, *Final Prediction Error (FPE)* e o *Likelihood Ratio Test (LR)*, e o número de defasagens a escolher será aquele que for seleccionado pela maioria dos critérios e segundo Omar (2001), caso haja alguma divergência no número de defasagens através destes critérios deve-se optar pelo menor número de defasagens escolhido.

A escolha da ordem de defasagem do VAR é de extrema importância dado que os resultados são sensíveis à má especificação do modelo. A inclusão de poucas defasagens pode gerar distorções de tamanho nos testes. Por outro lado, muitas defasagens acarretam perda de graus de liberdade. A escolha destes critérios é justificado por serem os mais usados na literatura e o uso de mais de um é para garantir maior consistência e robustez da escolha.

ii. Escolha do modelo apropriado no que concerne a inclusão de factores determinísticos

Antes do teste de cointegração deve-se analisar as características de tendência das variáveis e caso haja alguma tendência determinística, deve-se incluir no modelo um termo determinístico que capte a tendência das variáveis ou a existência de interceptos.

Enders (2010), sugere que uma análise gráfica do comportamento das variáveis pode nos ajudar a decidir se incluimos ou não a tendência e que se da análise gráfica se notar uma certa tendência nos dados então inclui-se a tendência caso contrário não se inclui porém adverte que a maioria das variáveis macroeconómicas apresenta tendências pelo que a maioria dos estudos envolvendo variáveis macroeconómicos incluem a tendência.

iii. Teste do traço estatístico e do máximo autovalor

Johansen (1988), estabeleceu dois testes estatísticos visando descobrir o número de relações de cointegração das séries. Neste estudo, utilizaram-se os testes do traço e do autovalor máximo para identificar a presença de vectores de cointegração.

A hipótese nula do teste do traço estatístico é de que o número de vectores de cointegração é igual a r contra a alternativa de que é superior a r . No caso de a estatística traço for maior que o valor crítico, podemos rejeitar a hipótese nula de que existem vectores de cointegração inferiores ou iguais a r .

No caso concreto de não se rejeitar a hipótese nula de que o número de vectores é igual a zero ($H_0:r=0$), significa que não há nenhuma relação de cointegração entre as variáveis e se não rejeitar-se a hipótese nula de que o número de vectores é igual a um ($H_0: r=1$), então significa que há uma relação de cointegração entre as variáveis, este teste pode ser expresso pela equação a seguir:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (7)$$

Onde λ_i , são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π , e T é o número de observações.

O objectivo central do teste de autovalor máximo é de verificar a significância do maior autovalor, confrontando a hipótese nula de que r vectores de cointegração, são significativos contra a alternativa de que o número de vectores significativos seja $r + 1$, ou seja, $r = 0$ contra $r = 1$; $r = 1$ contra $r = 2$ e assim por diante. Também no caso de a estatística *max* for superior ao valor crítico podemos rejeitar a hipótese nula de que o número de vectores seja igual a r , este teste pode ser representado da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (8)$$

Sendo as séries temporais em análise co-integradas, então, pode-se avançar para a estimação do modelo do vector de correcção do erro (MVCE). Trata-se de um modelo que faz a ligação entre

os aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo e aqueles relacionados com a dinâmica de longo prazo.

2.5.3 Modelo Vector de Correção de Erro e Elasticidades Curto e Longo Prazo

Após a verificação da relação de cointegração, com base no teste de Johansen, a fase seguinte, consiste na estimação do Modelo de Correção de Erro, que tem a vantagem de reter as informações sobre o nível das séries, de modo que as relações de longo prazo, entre as variáveis dos modelos estudados, permaneçam presentes, ou melhor, este modelo constituiu a base para simultaneamente aferir sobre os coeficientes de longo e de curto prazo das variáveis independentes e as relações dinâmicas de curto prazo.

Tendo como base os modelos dados pelas equações 01 e 02 são estimados os seguintes modelos de correção do erro:

$$\Delta \ln(X_t) = \alpha + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta \ln(X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} \varphi_j \Delta rfx_{t-1} + \sum_{n=1}^{k-1} \delta_n \Delta \ln(Y_{t-1}^*) + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \mu_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta \ln(IM_t) = \sigma + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta \ln(IM_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} \varphi_j \Delta rfx_{t-1} + \sum_{n=1}^{k-1} \delta_n \Delta \ln(Y_{t-1}) + \lambda_2 \varepsilon_{t-1} + \mu_{2t}$$

(10)

Onde: α e σ são interceptos, β_i , φ_j , δ_n são elasticidades de curto prazo. μ_{it} são termos erro das regressões. ε_{t-1} são termos de correção do erro obtidos pelos modelos de longo com desfasagem de um período e λ_i são coeficientes dos termos de correção medindo a velocidade de ajustamento de curto prazo para o equilíbrio de longo prazo e os seus recíprocos ($1/\lambda_i$) indicam o tempo que os desvios de curto prazo levam para voltar ao seu equilíbrio de longo prazo.

Para que os desequilíbrios de curto prazo ajustem-se para o seu equilíbrio de longo prazo, os coeficientes de ajustamento devem ser negativos e estatisticamente significativos, pois caso sejam positivos implica que os desvios de curto prazo não serão revertidos para o equilíbrio de longo prazo.

CAPÍTULO III

3. Análise dos resultados econométricos

Seguindo os procedimentos econométricos descritos no capítulo anterior, o objectivo do presente capítulo é de apresentar e analisar os resultados empíricos. Este capítulo está subdividido da seguinte maneira: apresentação dos resultados do teste da raiz unitária, resultados do teste de cointegração, estimativas de elasticidades de curto e longo prazo, e por fim os resultados dos testes de diagnóstico para a validação do modelo estimado.

3.1 Teste de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária baseado nos testes de *Augmented Dickey-Fuller*(ADF), Phillips-Peron (PP) e do Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS), produziu resultados sumarizados na Tabela 2, os testes foram feitos com a inclusão do intercepto e tendência temporal. Os testes ADF e PP são formulados sob a hipótese nula de uma única raiz unitária na série. E no teste KPSS a hipótese é oposta a dos testes anteriores, ou seja, testa-se a hipótese nula a estacionaridade da série.

Tabela 2: Resultados do teste de raiz unitária em Níveis e Primeira Diferença (1994 – 2017);

Variáveis	Níveis			Primeira Diferença			Ordem de integração
	ADF-test	P-P test	KPSS-test	ADF-test	P-P test	KPSS-test	
logX	-3.40	-3.89	0.08	-3.86	-6.58	0.06	I (1)
logIM	-3.41	-4.25	0.08	-5.98	-6.84	0.09	I (1)
RFX	-2.71	-2.03	0.12	-3.76	-4.53	0.07	I (1)
logY	-2.69	-1.26	0.13	-3.85	-3.92	0.07	I (1)
logY*t	-2.20	-2.10	0.11	-2.84	-4.31	0.07	I (1)

Fonte: cálculo do autor com recurso ao Stata.

Dado que a maioria das series não são estacionárias em nível, o que implica que não se movem em torno do seu nível de equilíbrio no longo prazo, então elas foram diferenciadas de modo a tornarem-se estacionárias, isto é, passando a exibir uma média e variância constantes. Facto que é possível que exista uma relação de longo prazo entre o nível das importações/exportações e as variáveis explicativas, pelo que, o passo a seguir faz-se o teste de cointegração para aferir a existência ou não da relação de longo.

3.2 Teste de cointegração

Tendo, através da aplicação do teste de raiz unitária, sido constatado que as variáveis incluídas no modelo não são estacionárias no nível, mas sim na sua primeira diferença, prosseguiu-se com a realização dos testes de cointegração baseados nos testes de Johansen e Jeselius (1988), nomeadamente o teste de traço estatístico e do máximo autovalor para verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis incluídas no modelo.

Os resultados dos testes de cointegração para as duas regressões estão reportados na Tabela abaixo (3), na qual no primeiro painel são apresentados os resultados do teste de cointegração para a regressão das exportações, no segundo para as importações e as colunas 1 a 4 reportam os resultados do teste de traço estatístico e da coluna 5 a 8 reporta-se os resultados do teste do máximo autovalor.

Os resultados obtidos para o teste do traço, apresentados na Tabela 3, mostram que a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo ($r = 0$), não é rejeitada ao nível de significância de 5%, esta comparação do valor crítico com o traço estatístico e a estatística máximo autovalor permite verificar o número existente de vectores de cointegração no modelo sob análise.

A análise da Tabela 3, para o teste de máximo autovalor indica que a hipótese nula de que não existe nenhuma relação de cointegração entre as variáveis ($r=0$), não pode ser rejeitada para o modelo das exportações, pois as estatísticas dos testes da regressão são inferiores aos valores críticos ao nível de significância de 5%, contudo rejeita se a hipótese nula da existência de vectores de cointegração para a regressão das exportações, pois os testes estatísticos são inferiores aos valores críticos ao nível de significância de 5%. Por outro lado, o teste de máximo autovalor para a regressão das importações indica que, nesse nível de significância, há mais de um vector de cointegração.

Tabela 3: Resultados dos Testes de Cointegração

I. Regressão do modelo das exportações ($\log X_t, RFX, \log Y_t^*$)

Nr de equações cointegradas(r.)				Nr de equações cointegradas(r.)			
H_0	H_1	Traço Estatístico	Valor Crítico 5%	H_0	H_1	Estatística AutoValor Máximo	Valor Crítico 5%
$r = 0$	$r > 0$	25.03	29.68	$r = 0$	$r = 1$	13.07	20.97
$r \leq 1$	$r > 1$	11.95	15.41	$r = 1$	$r = 2$	9.99	14.07
$r \leq 2$	$r > 2$	1.96	3.74	$r = 2$	$r = 3$	1.96	3.76
$r \leq 3$	$r > 3$						

II. Regressão do modelo das importações ($\log IM_t, RFX, \log Y_t$)

Nr de equações cointegradas(r.)				Nr de equações cointegradas(r.)			
H_0	H_1	Traço Estatístico	Valor Crítico 5%	H_0	H_1	Estatística AutoValor Máximo	Valor Crítico 5%
$r = 0$	$r > 0$	34.56	29.68	$r = 0$	$r = 1$	24.27	20.97
$r \leq 1$	$r > 1$	10.28	15.41	$r = 1$	$r = 2$	10.08	14.07
$r \leq 2$	$r > 2$	0.20	3.76	$r = 2$	$r = 3$	0.20	3.76
$r \leq 3$	$r > 3$						

Nota: H_0 = Hipótese Nula e H_1 = Hipótese Alternativa

Fonte: Cálculos do Autor com recurso ao Stata

3.3 Estimativa e Discussão das Regressões (Elasticidades) de Curto e Longo Prazo

Na presente subsecção encontram-se as estimativas do Modelo Vector de Correção do Erro, que permite a separação dos efeitos de curto e longo prazo das variáveis explicativas nas exportações e importações com recurso aos dados anuais de 1994 à 2017 e os resultados estão apresentados nos Anexos abaixo e sumarizados nas Tabelas 4 e 5. De salientar que, na tabela 4 são apresentados apenas resultados do VAR, visto que, no modelo estimado apurou-se não haver nenhuma relação de cointegração entre as variáveis.

Tabela 4: Elasticidades das exportações

Variável Dependente	Variável Independente	Elasticidades	
		Curto Prazo	Longo Prazo
Exportações	Taxa de câmbio (RFX)	0.086 (0.054)	
	Renda externa (Y^*_t)	0.362 (0.989)	
	Termo de Correção do Erro (u_{t-1})	0.091 (0.206)	

Notas: Níveis de Significância entre parênteses por baixo de cada coeficiente

Fonte: Cálculo do autor com recurso ao Stata

Tabela 5: Elasticidades das importações

Variável Dependente	Variável Independente	Elasticidades	
		Curto Prazo	Longo Prazo
Importações	Taxa de câmbio (RFX)	0.062 (0.099)	-0.136 (0.039)
	Renda doméstica (Y_t)	-2.911 (4.163)	2.161 (0.643)
	Termo de Correção do Erro (u_{t-1})	-1.192 (0.301)	

Notas: Níveis de Significância entre parênteses por baixo de cada coeficiente

Fonte: Cálculo do autor com recurso ao Stata

A velocidade de ajustamento é indicada pelo coeficiente do termo de correção do erro e tem o sinal negativo mas é estatisticamente insignificante, o que significa que desequilíbrios de curto prazo das variáveis no modelo das importações convergirão para o seu equilíbrio de longo prazo, embora os desequilíbrios não sejam significativos.

3.4 Resultados dos Testes Diagnósticos das Regressões

As regressões apresentadas nas secções anteriores baseiam-se no Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e para que as estimativas sejam validas é necessários que sejam observados os pressupostos deste método. Assim para a análise da validade das regressões faz-se os teste dos pressupostos dos MQO nomeadamente o teste de distribuição normal dos resíduos, variância constante dos resíduos (homoscedasticidade) e autocorrelação.

A Tabela 6 exhibe os resultados dos testes dos pressupostos dos MQO. Os resultados encontrados e apresentados nos Anexos, indicam que os *p-value* de todos os testes são superiores ao nível significância de 5%, o que significa que todos os pressupostos dos MQO foram observados, isto é, os resíduos estão normalmente distribuídos, a variância dos resíduos é constante e não existe Autocorrelação das variáveis explicativas.

Tabela 6: Testes da Validade das Regressões

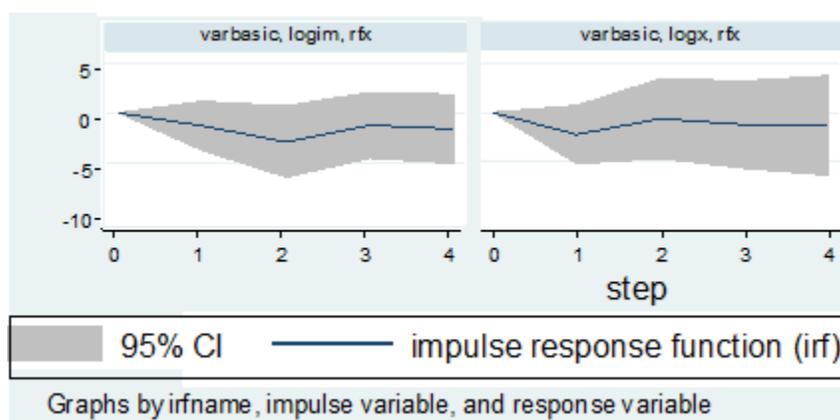
Teste/Regressão	Estatísticas	
	Modelo das exportações	Modelo das importações
Distribuição Normal	Jacque Bera [3.23] Prob. (0.77)	Jacque Bera [7.67] Prob. (0.26)
Autocorrelação	LM [8.40] Prob. (0.49)	LM [4.08] Prob. (0.90)

Fonte: Cálculos do Autor com recurso ao Stata

Para verificar a relação de curto prazo entre a taxa de câmbio e as variáveis de exportações e importações, recorreu-se ao uso das funções impulso respostas. Os gráficos abaixo apresentam os efeitos sobre as exportações e importações, quando a taxa de câmbio sofre uma variação.

Da análise de curto prazo, verifica-se que há problemas com ajustamento dinâmico no curto prazo, desta feita, os gráficos das funções impulso respostas para as importações e exportações apresentam um formato semelhante a um J (Curva J). Além disso, os bens de capital respondem em conformidade com o que apregoa a teoria, visto que, uma apreciação da taxa de câmbio real conduz a um aumento do volume das importações e a uma diminuição do volume das exportações.

Gráfico 2: Função impulso-resposta da taxa de câmbio sobre as importações e exportações



Fonte: elaboração própria apartir do Stata

Visto que, a condição de Marshall-Lerner, também pode ser entendida na óptica das elasticidades, ou seja, ocorre quando a soma das elasticidades (em valores absolutos) das importações e das exportações em relação à taxa real de câmbio são maiores que um, abaixo são apresentados os resultados das equações VAR para o modelo das exportações e VEC para o modelo das importações.

$$\ln(X_t) = 6.756 + 0.091\ln(X_{t-1}) + 0.086rfx_{t-1} + 0.362\ln(Y^*_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta \ln(IM_t) = -0.471 + 0.381 \Delta \ln(IM_{t-1}) + 0.062 \Delta rfx_{t-1} - 2.911 \Delta \ln(Y_{t-1}) - 1.192 \varepsilon_{t-1} + \mu_{2t}$$

Supondo que o equilíbrio do saldo da balança comercial seja expresso em moeda doméstica, caso a elasticidade da demanda pelas importações seja igual a zero, a desvalorização cambial irá aumentar o valor das importações no total da desvalorização. Neste caso, a elasticidade das exportações deve ser maior que um, e suficiente para suplantar o aumento do valor das importações. (VANSSAY, 2003)

No outro extremo, caso a elasticidade das exportações seja igual a zero, não ocorrerá uma mudança no valor das exportações, então a quantidade das importações deve diminuir a ponto de suplantar o aumento do preço das importações. Ou seja, a elasticidade das importações deve ser maior que um. Nesta senda, não é necessário que tanto a elasticidade das exportações quanto a das importações em relação a uma desvalorização real do câmbio sejam maiores que um, desde que a soma delas seja, no entanto, no caso em apreço a soma das elasticidades é menor que um, ilustrando desse modo que a condição de Marshall-Lerner não é observada.

4. Conclusão

O presente trabalho se pautou na análise da ocorrência do fenômeno da curva J e no teste da validade da condição de Marshall-Lerner para Moçambique com enfoque a dados anuais de 1994 à 2017.

A abordagem de cointegração de Johansen foi empregue para medir as respostas de longo prazo da balança comercial à depreciação da moeda, e uma Função de Resposta ao Impulso foi criada para analisar a dinâmica comercial de curto prazo. Os resultados empíricos indicaram uma equação de cointegração de longo prazo, segundo a qual uma desvalorização causa uma redução na balança comercial no curto prazo e um aumento no longo prazo.

A proxy para a renda doméstica utilizada neste trabalho, mostrou-se robusta em captar o impacto dessa variável na balança comercial, uma vez que estatisticamente significativa e o sinal foi o previsto pela teoria no modelo estimado, ou seja, um aumento desse indicador promove uma deterioração das exportações líquidas, uma vez que aumenta a procura por importações.

As evidências também indicam que, quando a renda externa aumenta, a balança comercial responderá positivamente, visto que haverá um aumento de demanda por suas exportações.

Os resultados do estudo indicam que a Condição de Marshall-Lerner não é verificada, pois, a soma absoluta das elasticidades-preço da procura das importações e das exportações, não excede a unidade, o que indica que uma desvalorização apenas melhorará ligeiramente a balança comercial, desse modo, uma desvalorização do metical não pode ser considerada como um instrumento de política para diminuir o déficit da balança comercial. No entanto, indicam a existência do padrão de curva J.

5. Referências Bibliográficas

- Bahmani-Oskooee, M., Economidou, C., and Goswami, G. G. (2006a) Bilateral J-curve Between the UK vis-à-vis her Major Trading Partners, *Applied Economics*, 38, 879-888
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, M. (2004) The J-curve Dynamics of U.S. Bilateral Trade. *Journal of Economics and Finance*, 28, 32-38.
- Bahmani-Oskooee, M. and Wang, Y. (2008), “The J-curve: Evidence from Commodity Trade between US and China”, *Applied Economics*, 40: 2735-2747.
- Bahmani-Oskooee, M and Kutan, A. M. (2008), “The J-curve in the Emerging Economies of Doroodian, K.: Jung, C.; Boyd, R. The J-curve effect and US agriculture and industrial trade. *Applied Economics*, v. 31, p. 687-695, 1999
- Dornbusch, R. e P. Krugman (1976) Flexible Exchange Rates in the Short Run, *Brookings Papers on Economic Activity*, 3
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*, 3ª Edição. Willey
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). *Cointegration and Error Correction: Representation, estimation, and testing*. *econometrica*. Vol. 55, pp 251-76.
- Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, nº. 2-3, p. 231-254, Junho/Setembro, 1988.
- Krueger, A. D. (1983) *Exchange Rate Determination*, Cambridge University Press, Cambridge
- Kulkarni, K. G. The J-Curve hypothesis and currency devaluation: cases of Egypt and Ghana, *Journal of Applied Business Research*, 1996.
- Lütkepohl, H.; Krätzig. *Applied Time Series Econometrics*. New York: Cambridge University Press, 2004
- Moura, G. V. Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira. Dissertação de Mestrado. UFRGS - Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2005.

Pimpao (1996) “Chronology of the Principal Developments of Exchange Rate Policy of Mozambique,” Staff Paper No# 4, Bank of Mozambique.

Sachs, Jeffrey D., Larrain, Felipe B.. Macroeconomia. 3.ed. Tradução Sara R. Gedanke; revisão técnica Roberto L. Troster. São Paulo: Makron Books, 1995. cap.10:p.319-360.

Sonaglio, C. M.; Scalco, P. R.; Campos, A. C. Taxa de câmbio e a balança comercial brasileira de manufaturados: evidências da J-Curve. Economia, vol. 11, nº. 3, p. 711-734, Setembro/Dezembro 2010.

Vanssay. X de. (2003). The Marshall-Lerner Condition; An Encyclopedia of Macroeconomics, 2003.

6. Anexos

Anexo A: Teste Augmented Dickey-Fuller (ADF)

```
. dfuller logy, trend regress lags(1)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      22
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.699	-4.380	-3.600	-3.240

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2367
```

D.logy	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logy						
L1.	-.5797267	.2148306	-2.70	0.015	-1.031069	-.1283843
LD.	.617159	.2758693	2.24	0.038	.0375791	1.196739
_trend	.0414091	.018655	2.22	0.040	.0022163	.0806019
_cons	.7482893	.2268497	3.30	0.004	.2716959	1.224883

```
. dfuller dlogy, trend regress lags(1)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      21
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.856	-4.380	-3.600	-3.240

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0139
```

D.dlogy	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlogy						
L1.	-1.153475	.2991007	-3.86	0.001	-1.784522	-.5224274
LD.	.4285086	.265128	1.62	0.124	-.1308627	.9878799
_trend	-.0060321	.004879	-1.24	0.233	-.0163258	.0042616
_cons	.1480344	.0755881	1.96	0.067	-.0114425	.3075114

. dfuller logyt, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 22

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.203	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4883

D.logyt	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logyt						
L1.	-.3859733	.1752212	-2.20	0.041	-.7540994	-.0178472
LD.	.2132586	.2307403	0.92	0.368	-.2715087	.6980259
_trend	.0099258	.0085895	1.16	0.263	-.00812	.0279716
_cons	1.181582	.5638612	2.10	0.051	-.0030468	2.36621

. dfuller dlogyt, drift regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 21

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.847	-2.552	-1.734	-1.330

p-value for Z(t) = 0.0054

D.dlogyt	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlogyt						
L1.	-.8625355	.3029651	-2.85	0.011	-1.499042	-.2260296
LD.	.0047435	.2154057	0.02	0.983	-.4478071	.4572941
_cons	.018673	.0526857	0.35	0.727	-.0920155	.1293614

. dfuller logim, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 22

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.461	-4.380	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0437

D.logim	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logim						
L1.	-1.261913	.3645957	-3.46	0.003	-2.0279	-.4959263
LD.	.1975203	.2683177	0.74	0.471	-.3661942	.7612348
_trend	-.0677966	.050922	-1.33	0.200	-.1747798	.0391867
_cons	3.245332	1.148219	2.83	0.011	.8330128	5.657652

. dfuller dlogim, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 21

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.980	-4.380	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

D.dlogim	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlogim						
L1.	-2.196305	.3672569	-5.98	0.000	-2.971149	-1.42146
LD.	.6359129	.2460757	2.58	0.019	.1167386	1.155087
_trend	-.0466936	.0597196	-0.78	0.445	-.1726909	.0793037
_cons	.310681	.7987877	0.39	0.702	-1.374614	1.995976

. dfuller logx, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 22

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.400	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0514

D.logx	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logx						
L1.	-1.056315	.3107109	-3.40	0.003	-1.709094	-.4035357
LD.	.1239842	.231459	0.54	0.599	-.3622932	.6102616
_trend	-.0284875	.0409028	-0.70	0.495	-.1144211	.0574462
_cons	2.792514	.9557122	2.92	0.009	.784637	4.800391

. dfuller dlogx, drift regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 21

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.869	-2.552	-1.734	-1.330

p-value for Z(t) = 0.0006

D.dlogx	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlogx						
L1.	-1.674428	.4328315	-3.87	0.001	-2.583773	-.7650827
LD.	.199583	.2574979	0.78	0.448	-.3413999	.740566
_cons	.01919	.3155541	0.06	0.952	-.6437646	.6821446

. dfuller rfx, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 22

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.712	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2311

D.rfx	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rfx						
L1.	-1.151431	.4245514	-2.71	0.014	-2.043381	-.2594819
LD.	1.093872	.5432671	2.01	0.059	-.04749	2.235234
_trend	1.776178	.5921346	3.00	0.008	.5321496	3.020207
_cons	6.380196	3.926827	1.62	0.122	-1.869761	14.63015

. dfuller drfx, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 21

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.763	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0185

D.drfx	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
drfx						
L1.	-1.655021	.4397638	-3.76	0.002	-2.582842	-.7272005
LD.	.5866448	.4948562	1.19	0.252	-.4574105	1.6307
_trend	.2971611	.2880321	1.03	0.317	-.3105334	.9048556
_cons	-.004036	3.624657	-0.00	0.999	-7.651394	7.643322

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logx							
	logx						
	L1.	.0917014	.2066715	0.44	0.657	-.3133672	.4967701
	L2.	.1566817	.2513906	0.62	0.533	-.3360348	.6493982
	rfx						
	L1.	.0864496	.0542599	1.59	0.111	-.0198978	.192797
	L2.	-.0944973	.0670951	-1.41	0.159	-.2260013	.0370067
	logyt						
	L1.	.3622632	.9892737	0.37	0.714	-1.576678	2.301204
	L2.	-1.864544	1.010124	-1.85	0.065	-3.844351	.115263
	_cons	6.75619	2.550877	2.65	0.008	1.756563	11.75582
rfx							
	logx						
	L1.	-3.330663	1.029889	-3.23	0.001	-5.34921	-1.312117
	L2.	-1.0293	1.252735	-0.82	0.411	-3.484615	1.426014
	rfx						
	L1.	.3515149	.2703889	1.30	0.194	-.1784377	.8814674
	L2.	.6307749	.3343498	1.89	0.059	-.0245387	1.286088
	logyt						
	L1.	2.302894	4.929769	0.47	0.640	-7.359276	11.96506
	L2.	9.591415	5.033671	1.91	0.057	-.2743985	19.45723
	_cons	-26.08732	12.71158	-2.05	0.040	-51.00156	-1.173072
logyt							
	logx						
	L1.	.0141492	.0428421	0.33	0.741	-.0698197	.0981181
	L2.	-.0552296	.0521122	-1.06	0.289	-.1573675	.0469084
	rfx						
	L1.	-.0182912	.0112478	-1.63	0.104	-.0403365	.0037542
	L2.	.0260223	.0139085	1.87	0.061	-.0012379	.0532825
	logyt						
	L1.	.8989546	.2050721	4.38	0.000	.4970207	1.300888
	L2.	-.1173226	.2093942	-0.56	0.575	-.5277277	.2930826
	_cons	.7052393	.5287855	1.33	0.182	-.3311613	1.74164

Anexo D: Teste de cointegração do modelo das exportações

```
. vecrank logx rfx logyt, trend(constant) max
```

Johansen tests for cointegration

```
Trend: constant          Number of obs =    22
Sample: 1996 - 2017      Lags =          2
```

maximum				trace	5%
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	critical value
0	12	-102.27791	.	25.0320*	29.68
1	17	-95.739467	0.44811	11.9551	15.41
2	20	-90.743364	0.36504	1.9629	3.76
3	21	-89.761918	0.08536		

maximum				max	5%
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	critical value
0	12	-102.27791	.	13.0769	20.97
1	17	-95.739467	0.44811	9.9922	14.07
2	20	-90.743364	0.36504	1.9629	3.76
3	21	-89.761918	0.08536		

Anexo E: Teste de autocorrelação do modelo de exportações

```
. varlmar
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	8.4082	9	0.49359
2	7.9919	9	0.53496

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo F: Teste de normalidade do modelo de exportações

. varnorm, jbera

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
logx	1.494	2	0.47388
rfx	1.573	2	0.45538
logyt	0.163	2	0.92159
ALL	3.230	6	0.77945

Anexo G: Estimação do VAR para o modelo das importações

. varsoc logim rfx logy, maxlag (2)

Selection-order criteria

Sample: 1996 - 2017

Number of obs = 22

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-136.121				62.4214	12.6474	12.6824	12.7961
1	-76.414	119.41	9	0.000	.628936*	8.03764*	8.17783*	8.63275*
2	-67.9421	16.944*	9	0.050	.69814	8.08565	8.33098	9.1271

Endogenous: logim rfx logy

Exogenous: _cons

. var logim rfx logy, lags (1/2)

Vector autoregression

Sample: 1996 - 2017

No. of obs = 22

Log likelihood = -67.94214

AIC = 8.08565

FPE = .69814

HQIC = 8.330984

Det(Sigma_ml) = .09661

SBIC = 9.127099

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
logim	7	1.33807	0.3689	12.85914	0.0453
rfx	7	5.77263	0.8897	177.3927	0.0000
logy	7	.104177	0.9654	613.6564	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logim						
logim						
L1.	.020666	.1995003	0.10	0.917	-.3703473	.4116793
L2.	-.5067536	.2272314	-2.23	0.026	-.9521189	-.0613882
rfx						
L1.	-.1329764	.076395	-1.74	0.082	-.2827078	.016755
L2.	.0267443	.1040677	0.26	0.797	-.1772247	.2307133
logy						
L1.	-2.096986	3.502002	-0.60	0.549	-8.960785	4.766812
L2.	3.201998	3.431023	0.93	0.351	-3.522684	9.926679
_cons	3.512651	1.425452	2.46	0.014	.7188156	6.306486
rfx						
logim						
L1.	-2.116357	.8606747	-2.46	0.014	-3.803248	-.4294654
L2.	-1.685794	.9803111	-1.72	0.085	-3.607168	.2355806
rfx						
L1.	.9809658	.3295796	2.98	0.003	.3350016	1.62693
L2.	-.8018038	.4489642	-1.79	0.074	-1.681757	.0781498
logy						
L1.	7.21213	15.10818	0.48	0.633	-22.39935	36.82361
L2.	7.009614	14.80196	0.47	0.636	-22.0017	36.02092
_cons	-1.123958	6.14962	-0.18	0.855	-13.17699	10.92908
logy						
logim						
L1.	.0210241	.0155324	1.35	0.176	-.0094188	.0514671
L2.	.01644	.0176915	0.93	0.353	-.0182346	.0511146
rfx						
L1.	-.0085353	.0059478	-1.44	0.151	-.0201928	.0031223
L2.	.023976	.0081024	2.96	0.003	.0080957	.0398564
logy						
L1.	.7923134	.2726538	2.91	0.004	.2579219	1.326705
L2.	-.1084133	.2671276	-0.41	0.685	-.6319738	.4151471
_cons	.3328374	.1109808	3.00	0.003	.115319	.5503557

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
D_logim						
_cel						
L1.	-1.192577	.3017749	-3.95	0.000	-1.784045	-.6011094
logim						
LD.	.38117	.270526	1.41	0.159	-.1490512	.9113912
rfx						
LD.	.062911	.0991667	0.63	0.526	-.1314522	.2572741
logy						
LD.	-2.911197	4.16328	-0.70	0.484	-11.07108	5.248683
_cons	-.4711356	.6145326	-0.77	0.443	-1.675597	.7333263
D_rfx						
_cel						
L1.	-4.635644	1.240878	-3.74	0.000	-7.06772	-2.203567
logim						
LD.	2.03704	1.112385	1.83	0.067	-.1431941	4.217274
rfx						
LD.	.5149472	.4077667	1.26	0.207	-.284261	1.314155
logy						
LD.	-7.258309	17.11913	-0.42	0.672	-40.81118	26.29456
_cons	.1229858	2.526917	0.05	0.961	-4.82968	5.075652
D_logy						
_cel						
L1.	.070287	.0255079	2.76	0.006	.0202925	.1202815
logim						
LD.	-.0305917	.0228665	-1.34	0.181	-.0754092	.0142258
rfx						
LD.	-.0145971	.0083822	-1.74	0.082	-.0310258	.0018317
logy						
LD.	.1525093	.3519058	0.43	0.665	-.5372134	.8422319
_cons	.1174105	.051944	2.26	0.024	.0156021	.2192189

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
_cel	2	12.38156	0.0020

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
_cel					
logim	1
rfx	.1367008	.0399662	3.42	0.001	.0583685 .2150331
logy	-2.161149	.6438947	-3.36	0.001	-3.42316 -.8991385
_cons	-1.184927

Anexo J: Teste de autocorrelação do modelo das importações

. veclmar

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	10.7018	9	0.29670
2	4.0867	9	0.90561

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo K: Teste de normalidade do modelo das importações

. vecnorm, jbera

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
D_logim	0.433	2	0.80528
D_rfx	3.472	2	0.17625
D_logy	3.766	2	0.15212
ALL	7.671	6	0.26322

Anexo L: Teste de estabilidade do modelo das importações

. vecstable

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
.04706934 + .9399072i	.941085
.04706934 - .9399072i	.941085
-.01184328 + .1665061i	.166927
-.01184328 - .1665061i	.166927

The VECM specification imposes 2 unit moduli.