



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas

Departamento de Economia

**O efeito da taxa de câmbio no comércio bilateral entre Brasil e Argentina -
2004/2018**

Bruna Rizzolo de Oliveira Pinheiro

Orientadora

Prof. Dr^a. Adriana Amado

Brasília – DF

2021

Bruna Rizzolo de Oliveira Pinheiro

**O efeito da taxa de câmbio no comércio bilateral entre Brasil e Argentina –
2004/2018**

**Monografia apresentada ao Departamento de
Economia da Universidade de Brasília (UnB)
como requisito parcial à obtenção do grau de
Bacharel em Ciências Econômicas**

Orientador: Prof. Dr^a. Adriana Amado

Brasília – DF

2021

DEDICATÓRIA

Dedico esse trabalho à minha família e aos meus amigos.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente à minha família, sem ela não estaria onde estou. Agradeço em especial minha mãe e meu pai, Anelise e Job, que me guiam com conhecimentos para a vida pessoal e profissional. Agradeço ao meu irmão, João, pelo companheirismo e paciência. Agradeço também ao professor Flávio Feijó, que me acompanhou no percurso de preparação do trabalho e me direcionou para garantir que o melhor fosse entregue. Por fim, agradeço ao Caio por todo o apoio e carinho nos momentos bons e ruins.

RESUMO

Esse trabalho possui o objetivo de analisar o impacto da taxa de câmbio no comércio bilateral entre Brasil e Argentina durante o período de 2004 e 2018. Foram utilizados dados trimestrais das variáveis do Produto Interno Bruto de cada país, a utilização da capacidade instalada de cada território, a taxa de câmbio e as importações entre eles. Os dados das importações foram divididos entre bens primários e manufaturados, para avaliação de possível impacto diferente da taxa de câmbio nesses tipos de produtos. Foi utilizado o teste de cointegração de Johansen, que abrange o método de Vetores Auto-Regressivos (VAR), método do Vetor de Correção de Erros (VECM) e função impulso-resposta. Foi observado o impacto de choques na taxa de câmbio nas demais variáveis. O principal resultado encontrado foi a existência de impacto negativo da taxa de câmbio no comércio bilateral entre os países, reforçando o que se espera na teoria.

Palavras-chave: comércio bilateral, taxa de câmbio, teste de cointegração de Johansen, VAR, Brasil, Argentina

ABSTRACT

This work aims to analyze the impact of the exchange rate on bilateral trade between Brazil and Argentina between 2004 and 2018. Quarterly data were used for the variables of the Gross Domestic Product of each country, the installed capacity of each territory, the exchange rate and imports between them. Import data were divided between primary and manufactured goods, to assess the possible different impact of exchange rate in these types of products. The Johansen cointegration test was used, which includes the Vector Auto-Regressive (VAR) method, the Error Correction Vector Method (VECM) and the impulse-response function. The impact of exchange rate shocks on the other variables was observed. The main found result was the existence of a negative impact of the exchange rate on bilateral trade between countries, reinforcing what is expected in theory.

Key-words: bilateral trade, exchange rate, Johansen cointegration test, VAR, Brazil, Argentina

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
2. INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO NO FLUXO COMERCIAL	12
2.1. Os efeitos apontados pela literatura.....	12
2.2. Estudos empíricos.....	15
2.3. Considerações finais	20
3. METODOLOGIA E DADOS LEVANTADOS	22
3.1. Fonte e tratamento dos dados	22
3.2. Modelagem econométrica e aplicações preliminares	23
3.2.1. Estacionariedade e testes de raiz unitária	23
3.2.2. Teste de Cointegração de Johansen.....	25
3.2.2.1. VAR	26
3.2.2.2. VECM	26
3.2.3. Análise de Impulso-Resposta	27
4. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	28
4.1. Equações estimadas	28
4.2. Estacionariedade das séries	28
4.3. Teste de Cointegração de Johansen.....	31
4.3.1. Quantidade de defasagens	31
4.3.2. Teste de Cointegração	32
4.3.3. Vetor de Correção de Erros	34
4.4. Análise de Impulso-Resposta	38
4.5. Considerações finais.....	40
5. CONCLUSÃO.....	41
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	42

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Choque de câmbio sobre a importação brasileira de bens primários até o 20º trimestre	38
Figura 2 – Choque de câmbio sobre a importação brasileira de bens primários até o 40º trimestre	39
Figura 3 – Choque de PIB e utilização da capacidade instalada sobre a importação brasileira de bens primários	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Testes de Raíz Unitária.....	29
Tabela 2 – Seleção de defasagem para o Brasil	31
Tabela 3 – Seleção de defasagem para a Argentina	31
Tabela 4 – Vetores de cointegração para o Brasil	32
Tabela 5 – Vetores de cointegração para a Argentina	33

1. INTRODUÇÃO

A relação entre Brasil e Argentina registrou altos e baixos ao longo dos séculos. Após a fase de rivalidades, os dois países iniciaram uma convergência para a integração, que resultou na criação do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL), em conjunto com dois outros países da América do Sul, Paraguai e Uruguai. O bloco possibilitou o aumento do fluxo comercial entre todos seus membros, em especial entre o Brasil e a Argentina, visto suas posições de destaque dentre os membros (ABREU E FLORÊNCIO, 2015).

Além da criação da área de livre comércio, que fixou em 0% as tarifas de importação entre os países para quase todos os produtos, exceto para o setor de açúcar e de automóveis, diversos outros fatores afetaram o comércio bilateral entre Brasil e Argentina. Dentre diversos fatores, a taxa de câmbio, que coordena relativamente os preços internacionais entre países, é uma variável volátil e que aparenta afetar o fluxo comercial entre dois parceiros, podendo contribuir ou dificultar a troca de mercadorias (CARNEIRO, 2014).

Dada a importância do comércio entre Brasil e Argentina, questionou-se o quão relevante foi o impacto da taxa de câmbio no comércio bilateral entre os parceiros, além de outras variáveis. Dessa forma, o objetivo do trabalho é constatar se o impacto da variação da taxa de câmbio no fluxo comercial entre Brasil e Argentina é relevante ou não. O trabalho utiliza quatro variáveis para analisar o efeito da taxa de câmbio nas importações dos países, no caso do Brasil considera-se: importações brasileiras originárias da Argentina, o Produto Interno Bruto do Brasil, a taxa de câmbio na proporção peso/real e a utilização da capacidade instalada do Brasil. As variáveis para a Argentina foram as mesmas, apenas alterando a referência dos países.

Para atingir o objetivo do estudo, utilizou-se a análise de séries temporais, especificamente o método de cointegração e Vetores Auto-regressivos (VAR). Por meio do método de cointegração de Johansen, os coeficientes encontrados para cada variáveis apresentou sua relevância e efeito no comércio entre os países. Esses valores tiveram suas estacionariedades testadas para garantir robustez e foram analisados de maneira macro.

Além dessa avaliação, separou-se as importações de cada país em dois grupos com base nos capítulos do Sistema Harmonizado (SH): capítulos entre 1 e 83 (não manufaturados) e capítulos entre 84 e 99 (manufaturados). Nesse sentido, três equações

foram estimadas para cada país, procurando analisar se a taxa de câmbio teria influência diferente a partir de diferentes classificações de produtos.

Assim, o trabalho está dividido em seis capítulos, além desta introdução. O segundo capítulo apresenta as discussões bibliográficas já realizadas sobre o tema, além de trabalhos empíricos já realizados para avaliar o impacto da variável mencionada. O terceiro aborda, resumidamente, a história entre Brasil e Argentina, apresentando momentos de aproximação e afastamento até o ano de 2018. Em seguida, o quarto capítulo discorre sobre a metodologia utilizada no trabalho e sua importância para o resultado desejado. O quinto capítulo apresenta as estimações feitas e os resultados encontrados, assim como suas interpretações. Por fim, o capítulo seis aborda o que foi concluído após a modelagem estatística.

2. INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO NO FLUXO COMERCIAL

Neste capítulo, serão apresentadas as discussões já existentes sobre a influência da taxa de câmbio no comércio internacional entre países. As vantagens e desvantagens dos regimes da taxa de câmbio também são expostas, de forma a apontar fatores que são considerados no momento em que os países escolhem a política cambial nacional.

2.1. Os efeitos apontados pela literatura

Com o fim do sistema de Bretton Woods, definido após a Segunda Guerra Mundial, que previa o padrão dólar-ouro, houve a criação da moeda fiduciária. A adoção dessa moeda, diferente de todas as outras até aquele momento, com lastro na confiança nela mesma e não em metais, retirou a âncora tangível das taxas de câmbio. Sem um intermediário entre as moedas, essas passaram a ter uma relação direta entre si, que poderia ou não ser fixada unilateralmente (RUIZ, 2020).

Em uma economia aberta, os responsáveis pela política interna e externa dos países se depara com o chamado trilema monetário. O *decision-maker* possui três opções para escolher entre, com o objetivo de atingir da melhor forma seus objetivos internos e externos. Nacionalmente, o governo de um país se depara com metas de inflação e a busca pelo pleno emprego. Enquanto internacionalmente, a autoridade busca um balanço de pagamentos equilibrado e sustentável (KRUGMAN E OBSTFELD, 2009).

O trilema constitui na escolha de duas entre as três opções: estabilidade da taxa de câmbio, política monetária voltada para metas domésticas e liberdade de movimentação de capitais. O regime cambial escolhido pela autoridade do país é o vínculo entre essas alternativas, podendo ser fixo ou flexível (KRUGMAN E OBSTFELD, 2009).

Por um lado, enquanto um regime de câmbio fixo confere maior estabilidade ao comércio internacional, este exclui a possibilidade de se atuar com uma política monetária voltada para o país. Isso acontece porque, ao adotar o câmbio fixo, o país “importa” a política monetária do país detentor da moeda ao qual ele fixou a sua. Por outro lado, uma taxa de câmbio flutuante possibilita ao país a utilização da política monetária para guiar as metas nacionais, mas isso pode tornar imprevisível a movimentação de capital internacional (KRUGMAN E OBSTFELD, 2009).

Em seu artigo *Escolhas de Regimes Monetários para Países Semi-Abertos*, Frenkel (1994) apresenta as vantagens e desvantagens entre os tipos de regime fixo e flexível. Para o autor, a escolha do tipo de regime surge com a industrialização da

economia e sua conseqüente abertura econômica. Apesar de o país em abertura comercial tender a deixar que o mercado determine aspectos macroeconômicos, não necessariamente o governo deve deixar que todas as variáveis sejam determinadas de forma livre, como é o caso da taxa de câmbio.

Além da vantagem de ter liberdade da obrigação de manter a taxa de câmbio fixa ao se optar por um regime de câmbio flexível, está a possibilidade do uso de políticas monetárias como respostas independentes para distúrbios. Nesse caso, uma expansão monetária teria seus efeitos via canal internacional: o aumento da quantidade de moeda em circulação levaria à uma desvalorização da moeda e, assim, tornaria os produtos nacionais mais competitivos no mercado exterior, gerando um crescimento de demanda para o país. O crescimento da demanda e maior venda no mercado internacional implica em uma maior quantidade de moedas estrangeiras entrando no país, equilibrando o balanço de pagamento (FRENKEL, 1994).

Entretanto, uma política de câmbio flexível está altamente volátil às especulações políticas internas e de seus parceiros. No caso de uma desvalorização cambial, o consumidor interno perde poder de compra, desestimulando a importação de bens em serviços. Apesar de ser uma forma de incentivar a industrialização doméstica, o indivíduo terá uma queda na qualidade dos produtos consumidos (FRENKEL, 1994).

Já o regime de câmbio fixo possui duas vantagens: uma baixa volatilidade da moeda diminui a incerteza entre os atores e pode servir como uma âncora nominal para a política monetária, garantindo uma estabilidade de preços. Ademais, uma taxa de câmbio fixa, elimina os efeitos reais de choques de demanda de moeda, visto impossibilitar a utilização da política monetária como medida contra inflação e desemprego (OBSTFELD E ROGOFF, 1996).

Para explicar como a taxa de câmbio real pode afetar os níveis de exportação de uma firma, Clark (1973) apresenta uma situação simples e sucinta. Supõe-se uma firma que produz apenas um produto, com insumos locais, não possui poder de monopólio e vende sua produção para apenas um país estrangeiro. O pagamento dessa firma é dado em moeda estrangeira e, para comprar as matérias primas e reinvestir, a companhia deve trocar a moeda recebida pela sua nacional pela taxa de câmbio real, variável e imprevisível.

Visto os custos de produção, a firma não pode alterar o nível de produção no curto prazo, ou seja, antes de realizar a troca da moeda externa, o que a impossibilita de controlar a oferta no período a partir da flutuação da taxa de câmbio. Nesse caso, o lucro da firma viria apenas pela taxa de câmbio. Se os diretores da companhia forem avessos ao risco, uma maior volatilidade da taxa leva a uma redução da produção final e, conseqüentemente, menor exportação. Dessa forma, existe uma relação negativa entre a volatilidade da taxa de câmbio e as exportações de um país (CLARK, 1973).

No entanto, é relevante notar que o modelo apresentado possui diversas simplificações que podem não corresponder à realidade dos países. Como a alta exposição às taxas de câmbio, sem nenhum tipo de segurança. Em economias mais avançadas, transações específicas podem ser cobertas por garantias, o que reduziria a exposição apresentada, por exemplo (FMI, 2004).

A conclusão apresentada levou em conta que a volatilidade da taxa de câmbio influenciou o fluxo de comércio. No entanto, essa volatilidade pode afetar outras variáveis macroeconômicas que terão efeito no fluxo comercial, por meio de um modelo de equilíbrio geral. Uma análise levando em consideração essa observação foi realizada por Bachetta e Van Wincoope (2000).

Por meio de um modelo de dois países, nos quais incertezas surgem por choques monetários, fiscais e tecnológicos, os autores comparam o nível de comércio e bem-estar em regimes de câmbio fixo e flexível. A conclusão encontrada é que não há relação clara entre a taxa de câmbio e o fluxo comercial de um país. Dependendo das preferências dos consumidores e das regras monetárias em cada sistema, o comércio pode ser maior ou menor independente do regime cambial (BACHETTA E VAN WINCOOPE, 2000).

Essa ambiguidade da relação pode ser esclarecida ao considerarmos uma expansão monetária em um país. Essa atitude governamental implicará na desvalorização da moeda, reduzindo as importações do país. Ao mesmo tempo, o aumento da demanda também causada por essa medida pode compensar a desvalorização monetária. Assim, a mudança de outras variáveis pode influenciar conjuntamente com a taxa de câmbio no fluxo comercial.

Avançando com o novo modelo macroeconômico de economia aberta, Obstfeld e Rogoff (1998) consideraram um ambiente estocástico, no qual o risco tem um impacto nas decisões de fixação de preços pelas empresas e, assim, na produção e fluxo

comerciais, e uma taxa de câmbio atrelada (*pegged*), de forma a zerar a possibilidade de variância dessa. A partir desses pressupostos, encontrou-se que o bem-estar social poderia aumentar um ponto percentual no PIB, de forma que a redução do risco de variação do câmbio garantiu um crescimento da renda do país.

O tipo de produto produzido e exportado pelos países também importa no momento da análise da influência da taxa de câmbio sobre o fluxo comercial. Se estivermos lidando com insumos de bens comuns, a não ser que haja um grande choque de demanda, uma desvalorização da moeda do exportador é benéfica para este. Ao ter o preço de seu produto reduzido no mercado internacional, o produtor venderá mais, aumentando a quantidade e assim o valor recebido pela produção, com incentivo a aumentar as exportações (OBSTEFELD E ROGOFF, 1998).

Por outro lado, se o produtor exporta bens finais comuns, a desvalorização de sua moeda será ruim pois os insumos ficarão mais caros e, conseqüentemente, o produto final. Dessa forma, o aumento de custo seria repassado aos consumidores e implicaria na queda das exportações.

2.2. Estudos empíricos

Dada a relação teórica entre a taxa de câmbio e o comércio internacional, autores buscaram comprovar empiricamente essa relação, de forma a basear decisões de governos sobre a política cambial.

Os primeiros estudos empíricos realizados sobre o efeito do regime de câmbio sobre o comércio dos países não apresentaram resultados consistentes, com muitos mostrando pouco ou nenhum efeito. Buscando encontrar o efeito da volatilidade da taxa de câmbio no comércio agregado e bilateral dos países do G7 dentre 1965 e 1975, excluindo a Itália, Hooper e Kohlhagen (1978) se basearam no modelo de Ethier (1973). O modelo utilizava o comércio de bens e equações derivadas para preços de exportação e quantidades em termo dos custos de produção, refletindo insumos domésticos e estrangeiros, outros preços internos, renda interna e utilização da capacidade. A volatilidade do câmbio nominal foi medida pela média entre a taxa no período corrente e a taxa no período anterior. O resultado foi que não havia evidência da relação negativa ente as variáveis.

Alterando a taxa de câmbio nominal para real, Cushman (1983) aprimorou o modelo anterior, analisando o período de 1965 a 1977, trimestralmente, e aumentando

também o número de dados utilizados. O trabalho de Cushman aprimorou o anterior pois lidou não apenas com a taxa de câmbio real, mas também com o lucro e preços reais. Como resultado, dentre os 14 fluxos de comércio bilateral entre países industriais, encontrou-se correlação negativa entre a taxa de câmbio real e o comércio bilateral em seis deles.

Com base em um modelo simplificado de Cushman, em 1984, o Fundo Monetário Internacional (FMI) estimou as exportações bilaterais dos países do G7 entre 1969 e 1982. As variáveis utilizadas foram Produto Interno Bruto (PIB) real, taxa de câmbio bilateral real, capacidade relativa de utilização e volatilidade da taxa de câmbio, medida com base nos cinco trimestres anteriores. Em apenas dois casos o coeficiente foi significativamente negativo.

Em estudos seguintes, a técnica de estimação foi sendo aprimorada e as especificações foram sendo realizadas com mais cuidado. No fim do século XX, os estudos de Dell’Ariccia (1999), Arize (1998) e Fountas e Aristotelous (1999), apresentaram um efeito negativo entre a volatilidade da taxa de câmbio e o comércio bilateral. Entretanto, os efeitos encontrados não foram grandes, uma vez que o fim da volatilidade aumentaria o comércio em apenas 15%, em comparação ao consenso de que aumentaria pouco menos de 10%.

O uso do modelo de gravidade para estudar o efeito da taxa de câmbio no comércio exterior apresentou resultados significativos na relação negativa esperada entre as variáveis. O modelo de gravidade básico demonstra que o comércio entre países depende do PIB e da distância entre eles. Quanto maior a renda dos países, maior o comércio entre eles, mas quanto maior a distância entre as economias menor o fluxo comercial (KRUGMAN E OBSTFELD, 2009).

Diversas variáveis podem ser incluídas no modelo básico de gravidade em forma de *dummy*, o que acontece em grande parte dos estudos. Essas novas variáveis são aquelas que podem afetar o comércio entre os países, como o compartilhamento de uma fronteira, pertencimento ao mesmo bloco econômico ou compartilhamento da mesma língua. Nesse sentido, adiciona-se uma variável que capte a variabilidade da taxa de câmbio e seu efeito no comércio bilateral.

Com o objetivo de analisar o efeito da união monetária no comércio entre países, Rose (2000) utiliza um modelo de gravidade, testando os efeitos da taxa de câmbio sobre

o comércio bilateral. Como principal medida de volatilidade, utiliza-se o desvio padrão da primeira diferença do logaritmo mensal da taxa de câmbio nominal, calculado com os dados dos cinco anos anteriores à estimativa.

O resultado encontrado é relevante: reduzir a volatilidade do câmbio em um desvio padrão perto da média implicaria em um aumento do comércio bilateral em cerca de 13%. No entanto, esse resultado só é robusto caso utilizadas três medidas de volatilidade, e não quando o desvio padrão ao longo dos cinco anos anteriores do nível da taxa de câmbio é utilizado (ROSE, 2000).

Incorporando os efeitos aleatórios na estimativa, o efeito da volatilidade da taxa de câmbio do comércio é reduzido em cerca de 4%, se mantendo em 9%. Dessa forma, os resultados seguem consistentes (ROSE, 2000).

Ao utilizar quatro diferentes medidas para a volatilidade da taxa de câmbio, Dell’Ariccia (1999) calculou o efeito da variável no comércio bilateral entre 15 membros da União Europeia e a Suíça, não-membro do bloco econômico, em um período de 20 anos, de 1975 a 1994. As medidas utilizadas foram: o desvio padrão da primeira diferença do logaritmo da taxa nominal e real da troca mensal bilateral, a soma dos quadrados dos erros de encaminhamento e a diferença percentual entre o máximo e mínimo da taxa nominal à vista.

Dell’Ariccia se baseia em dados de painéis, o levando a utilizar o seguinte modelo econométrico:

$$\log(\text{TRADE}_{ijt}) = \gamma_t + \beta_1 \log(\text{GDP}_{it}\text{GDP}_{jt}) + \beta_2 \log(\text{DIST}_{ij}) + \beta_3 \log(\text{pop}_{it}\text{pop}_{jt}) \\ + \beta_4 \text{BORD}_{ij} + \beta_5 \text{EU}_{ijt} + \beta_6 \text{LANG}_{ij} + \beta_7 v_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

No qual, TRADE representa a corrente de comércio, ou seja, a soma das importações e exportações, entre os países *i* e *j* no tempo *t*; EU represente a participação ou não da União Europeia, sendo 1 quando ambos fazem parte do bloco e 0 caso contrário; BORDER E LANG representam fronteira comum e linguagem comum, respectivamente, sendo 1 caso haja esses fatores em comum e 0 caso contrário. A variável *v* representa a proxy de incerteza sobre a taxa de câmbio entre os países *i* e *j* no tempo *t*.

A equação apresentada possibilita com que o intercepto varie ao longo do tempo. Implicitamente, isso significa impor a restrição no coeficiente do terceiro país. Ou seja,

assume-se que, por exemplo, o comércio entre Alemanha e Itália reagirá da mesma forma a uma mudança da renda dos EUA e da França (DELL'ARICCIA, 1999).

De maneira a controlar os efeitos individuais de cada país, evitando que se correlacionem com as variáveis explícitas, considerou-se um modelo padrão no qual assumiu-se que o efeito individual é uma variável aleatória invariante no tempo. Dessa forma, a equação será:

$$\log(\text{TRADE}_{ijt}) = y_t + \alpha_{ijt} + \beta_1 \log(\text{GDP}_{it}\text{GDP}_{jt}) + \beta_2 \log(\text{DIST}_{ij}) \\ + \beta_3 \log(\text{pop}_{it}\text{pop}_{jt}) + \beta_4 \text{BORD}_{ij} + \beta_5 \text{EU}_{ijt} + \beta_6 \text{LANG}_{ij} + \beta_7 v_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

Na qual, α_{ijt} representa o efeito individual. O uso de dados de painel possibilita o controle de variáveis culturais, econômicas e institucionais ao longo do tempo, não explicitadas no modelo.

Como resultado, encontrou-se que a volatilidade da taxa de câmbio teve um pequeno efeito, porém significativo. Se for zerada, o comércio aumentaria entre 10 e 13 pontos percentuais, dependendo da forma na qual a variável foi calculada. Visto que a correlação entre a taxa de câmbio real e nominal foi alta, os resultados usando ambas variáveis foram muito próximos (DELL'ARICCIA, 1999).

Apesar da robustez dos estudos apresentados, Tenreiro (2003), ao utilizar equação similar àquela utilizada por Rose com um diferente prazo para o cálculo do desvio padrão, demonstrou que os resultados anteriores poderiam ser questionados. O período utilizado para o cálculo do desvio padrão do logaritmo da volatilidade da taxa de câmbio mensal é apenas o último ano.

Desconsiderando problemas de estimação, como a alta possibilidade de correlação entre a variância do erro e o PIB dos países e a premissa que a taxa de câmbio é exógena ao nível de comércio, e utilizando o método dos mínimos quadrados comuns, encontrou-se que, reduzir a volatilidade da média amostral para cerca de 5% a zero resultaria em um aumento do comércio de apenas 2%.

Para resolver os problemas, estimou-se uma versão da técnica de pseudo-máxima verossimilhança. Utilizou-se a probabilidade de dois países ancorarem o câmbio em uma mesma moeda estável, como o dólar, como instrumento de volatilidade entre as taxas de

câmbio. Dessa forma, ao considerar a endogeneidade, eliminar a volatilidade teria efeito nulo no comércio (TANREYRO, 2003).

De maneira a aprofundar a análise, Broda e Romalis (2003) desagregaram os dados por produtos. O objetivo foi encontrar se a volatilidade da taxa de câmbio teria maior impacto no comércio de produtos manufaturados quando comparado com o fluxo comercial total. O resultado demonstrou que o efeito não é tão diferente entre as duas opções, sendo o comércio de manufaturados aprimorado em 5% com o fim da volatilidade do câmbio e o fluxo total teria um efeito positivo de 3%.

Com base nos resultados dos testes realizados, nota-se que a volatilidade implica na utilização de uma variável para sua medição, que pode ser o coeficiente de variação ou outras variáveis utilizadas na literatura. Entretanto, caso o objetivo da análise seja o efeito dessa no comércio, a variável é a própria taxa de câmbio.

Apesar dos diferentes níveis de resultado, se percebe a existência de uma relação negativa entre a volatilidade da taxa de câmbio e o comércio internacional. Nesse sentido, o presente trabalho buscará analisar se essa relação é mantida no caso de Brasil e Argentina em diferentes momentos de regimes cambiais.

Analisando o Brasil de maneira mais específica, Marcelo Portugal e André Azevedo (1998) propõem um modelo para calcular a demanda de importações do país entre os anos de 1980 e 1995. Analisando a política brasileira de importações durante esse período, os autores baseiam-se no modelo Engle-Granger para estimar uma equação.

No modelo, considera-se que os bens comercializáveis pelo país são substitutos imperfeitos, de maneira que exista uma diferenciação entre esses. Além disso, assume-se a hipótese que o Brasil é um país pequeno, supondo então que a oferta de importações é totalmente preço-elástica. A partir disso, e com base no modelo *general to specific*, o modelo econométrico final utilizado foi:

$$\ln Md = B_0 + B_1 \ln Y_n + B_2 \ln (e * P^* * t) / P + B_3 \ln CI + ut \quad (3)$$

Na qual, Md é o valor total das importações, exceto petróleo bruto e trigo, deflacionado pelo IPA-EUA; B_0 é constante; Y_n é a renda doméstica (PIB trimestral); e é a taxa de câmbio nominal (moeda doméstica/US\$); P^* é o índice de preços de atacado nos Estados Unidos; t é a alíquota verdadeira incidente sobre as importações; P é o índice de preços doméstico; CI a utilização da capacidade instalada e ut o erro aleatório.

O uso da taxa de câmbio real teve como objetivo estimar os custos reais das importações. Dessa forma, um aumento da taxa de câmbio aumentaria o custo e conseqüentemente reduziria a demanda por importações, assim como a queda do câmbio reduziria os custos das importações e aumentaria a demanda por essas.

No resultado, o coeficiente B_2 , conforme esperado, foi negativo. Assim, de fato, uma desvalorização do câmbio implicaria em um aumento do custo de importação e assim reduziria seu fluxo. Nesse sentido, comprova-se novamente a relação negativa entre a desvalorização da taxa de câmbio e comércio internacional (AZEVEDO E PORTUGAL, 1998).

A conclusão encontrada pelo estudo foi que a demanda brasileira por importações aumentou após 1990, ano no qual Collor iniciou suas medidas de abertura econômica. Anteriormente a esse posicionamento tomado pelo governo, a demanda de importação era baixa, visto que a demanda dos consumidores se dirigia prioritariamente ao mercado interno.

O trabalho de Portugal e Azevedo focou na demanda de importações brasileiras totais, ou seja, considerando todos os parceiros comerciais do Brasil. O atual trabalho reduz esse leque de parceiros e focaliza na Argentina, analisando a fluxo entre os dois maiores países da América do Sul. Dessa forma, o trabalho avança para analisar como a taxa de câmbio, a utilização da capacidade instalada e o PIB afetou a demanda de importação brasileira de produtos originários da Argentina e vice-versa. Ademais, o trabalho foca em um período mais recente da economia brasileira, com dados mais atualizados.

2.3. Considerações finais

As teorias sobre o efeito da taxa de câmbio nas importações de um país demonstraram que haveria uma relação negativa entre as duas variáveis. Ao utilizar modelos econométricos e diversas variáveis, os testes empíricos encontraram o que afirmava a teoria. Apesar de divergência no grau de influência entre a variabilidade do câmbio e o comércio exterior dos países entre os estudos, existe essa relação inversa.

Com base nessas informações, e modelos que foram apresentados durante a revisão de literatura a respeito do tema, será analisado o fluxo de comércio entre Brasil e Argentina e o efeito da volatilidade do câmbio nesse fluxo.

3. METODOLOGIA E DADOS LEVANTADOS

As variáveis utilizadas para a realização da testagem econométrica foram o PIB dos países, as importações de Brasil e Argentina, a utilização da capacidade instalada das indústrias dos países e a taxa de câmbio entre eles. Os dados são analisados trimestralmente, ao longo do período de 2004 até 2018. Optou-se pelo início em 2004 dada a disponibilidade de dados da Argentina, e pelo fim em 2018 para evitar os efeitos causados pela pandemia do COVID-19.

3.1. Fonte e tratamento dos dados

Os dados do PIB brasileiro tiveram como fonte o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), a fonte dos dados de importações do Brasil foi o Comexstat, e os dados de utilização da capacidade instalada da economia brasileira tiveram como fonte o Banco Central do Brasil (Bacen), que se baseou nos dados disponibilizados pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Pelo lado argentino, os dados de importações tiveram também como fonte o Comexstat, visto que as exportações brasileiras para a Argentina são as importações argentinas do Brasil. A utilização da capacidade instalada da Argentina foi levantada pelo *Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)*, assim como o PIB do país. A utilização da capacidade instalada disponível pelo instituto era mensal, de forma que, para encontrar os valores trimestrais, realizou-se uma média simples a cada três meses. No entanto, o dado do quarto trimestre de 2015 é o dado do mês de outubro do mesmo ano, visto que os dados para novembro e dezembro não estavam disponíveis.

O PIB foi encontrado trimestralmente em pesos argentinos, sem disponibilidade em dólares. Dessa forma, foram transformados em dólares por dados de câmbio nominal do Banco Central da Argentina. Os dados do câmbio foram apresentados mensalmente e, para encontra-los na frequência trimestral, foi feita a média aritmética entre os três meses. Com o câmbio trimestral, os valores do PIB foram divididos pela taxa para encontrar a renda argentina em dólares.

O câmbio entre os países foi levantado a partir da base de dados do Bacen, na proporção peso/real. Da mesma forma, os dados de câmbio eram mensais, sendo realizada uma média simples a cada três meses para encontrar o câmbio trimestral.

Os dados de importação para os países foram considerados em sua totalidade, mas também foram divididos entre manufaturados e primários, de forma a analisar se há um

efeito diferente da taxa de câmbio a depender do tipo do produto. Para produtos primários foram considerados os códigos tarifários entre os capítulos 1 e 83, e para os manufaturados foram considerados os capítulos 84 ao 97.

3.2. Modelagem econométrica e aplicações preliminares

O objetivo do trabalho é verificar empiricamente se existe uma relação entre a taxa de câmbio entre Brasil e Argentina e o fluxo comercial entre eles durante os períodos de janeiro de 2004 a dezembro de 2018. Para tal, foi utilizada a equação de demanda por importações de Marcelo Portugal, apresentada no capítulo 2.

Entretanto, uma modificação foi realizada, visto os países serem ambos membros do MERCOSUL, que institui uma área de livre comércio entre eles. Apesar de o mercado dentro do bloco não ser 100% livre, como no caso do setor automotivo, Brasil e Argentina possuem um acordo de livre comércio para esse setor por meio de Protocolos Adicionais ao Acordo de Complementação Econômica nº 14 (ACE-14), acordo firmado entre os países antes da criação do MERCOSUL.

O 31º Protocolo Adicional, de 11 de novembro de 2002, concedeu preferência tarifária de 100% para os produtos automotivos comercializados pelas partes até 31 de dezembro de 2005, que foi prorrogado pelo 32º Protocolo. Em 2006 foi assinado o 35º Protocolo Adicional, renovando essa preferência tarifária até junho de 2008. No mês previsto para o vencimento firmou-se o 38º Protocolo Adicional ao ACE-14, que renovou novamente a preferência tarifária e foi renovado diversas vezes, até ser renovado indefinitivamente em 2020.

Assim, foi desconsiderada a tarifa entre os países e os preços de atacado nos Estados Unidos e domésticos. A equação estimada foi:

$$\ln Md = B_0 + B_1 \ln Y_n + B_2 \ln e + B_3 \ln CI + ut \quad (4)$$

Na qual, Md é as importações do país, Y_n o PIB do país, e a taxa de câmbio entre os países, CI a utilização da capacidade instalada e ut o erro.

3.2.1. Estacionariedade e testes de raiz unitária

Para que a análise de uma série temporal seja realizada com robustez, é necessário verificar a estacionariedade dessa. Uma série temporal é estacionária se suas características, como média, variância e covariância, não variam ao longo do tempo. Caso a variável dependente e independente não sejam estacionárias, teremos um erro não

estacionário, significando a existência de auto-correlação. Ao comprovar estacionariedade, estabelece-se que as estatísticas R², F e t são válidas e se encontram dentro da normalidade (GUJARATI, 2011).

Diversos testes podem ser utilizados para tal, como Phillip-Perron, KPSS, Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para o presente trabalho foi realizado o teste ADF.

Considerando o processo Auto-Regressivo 1 – AR(1):

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5),$$

Onde $\rho = 1$ e ε_t é ruído branco, ou seja, estacionário. Diminuindo Y_{t-1} de ambos lados, teremos:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6),$$

Equação a qual pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Delta Y_{t-1} = \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7),$$

Onde Δ é o operador de primeira diferença e $\theta = (\rho - 1)$. Se $\rho = 1$, ou seja, temos raiz unitária, significa que $\theta = 0$. Assim, o teste consiste na estimação da equação 7, buscando verificar a significância do parâmetro θ (GUJARATI, 2011).

O teste de Dickey-Fuller consiste em testar a hipótese nula, $H_0: \theta = 0$, contra $H_1: \theta \neq 0$. Caso a hipótese nula seja aceita, diz-se que a série possui raiz unitária e, assim, é não-estacionária (GUJARATI, 2011).

O teste da hipótese nula de uma raiz unitária desse teste é feito através da execução da regressão de Δy_t sobre $y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-\rho}$. A partir disso, realiza-se o teste t de θ . Ele é denominado teste de Dickey-Fuller aumentado porque a regressão foi aumentada com as alterações das defasagens Δy_{t-k} . A inclusão das variações defasadas objetivam retirar qualquer correlação serial entre os resíduos. Entretanto, os valores críticos e a regra de rejeição são os mesmos que os utilizados no teste de Dickey-Fuller. Ou seja, sob H_0 , a distribuição do teste não é convencional, pois y_t não é estacionária, i.e., possui raiz unitária (WOOLDRIDGE, 2017).

O teste de Dick-Fuller pode também assumir formas sem intercepto e com intercepto e tendência. De maneira geral, as séries temporais macroeconômicas tendem a ser estacionárias após primeira diferença.

3.2.2. Teste de Cointegração de Johansen

O teste de cointegração de Johansen utiliza o estimador de máxima verossimilhança e supera o problema de dois passos do teste de Granger, podendo estimar e testar a presença de múltiplos vetores de cointegração. Utilizando o Vetor de Mecanismos de Correção de erros, o teste aplica para um vetor de n variáveis o mecanismo de correção de erros (MORETTIN, 2008).

Considerando o modelo

$$\Delta X_t = \Phi_0 D_t + \alpha \beta' X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + a_t \quad (8),$$

onde $\Pi = \Phi_1 + \dots + \Phi_p - I_n$ e D_t contém os erros determinísticos (tendências, constante, etc.), restritos à forma $\Phi_0 D_t = \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$. O teste de Johansen segue os seguintes passos:

- i. Teste da ordem de integração das variáveis (teste da raiz unitária).
- ii. Especificação e estimação de um modelo Vetor Auto-regressivo (VAR – unrestricted), com as variáveis em nível.
- iii. Teste de cointegração.
- iv. Determinação do número de vetores de cointegração.
- v. Estimação do Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM), utilizando o número de vetores de cointegração já encontrados e impondo restrições, se necessário.

Dado que o posto $\alpha \beta'$ fornece o número de autovalores não-nulos de $\alpha' \beta$. Se supomos a ordenação $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, e se as séries são não cointegradas, ou seja $\rho(\Pi) = 0$, todos os autovalores serão nulos, ou ainda $\ln(1 - \lambda_i) = 0$, para todo i . Um teste de Razão de Verossimilhança para testar o posto de Π é baseado na estatística traço $\lambda_{traço}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \tilde{\lambda}_i)$, na qual $\tilde{\lambda}_i$ são os auto-vetores estimados do posto Π . A estatística do traço testa

$$H_0 : r \leq r_0,$$

$$H_1 : r > r_0.$$

Se $\rho(\Pi) = r_0$, então são aproximadamente nulas e a estatística do traço será pequena; caso contrário, será grande. Aceitando-se H_0 e rejeitando H_1 , afirma-se que o número de vetores de cointegração é igual ou menor a r .

Johansen também utiliza a estatística do máximo autovalor $\lambda_{max}(r_0) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1})$, que testa

$$H_0 : r = r_0,$$

$$H_1 : r = r_0 + 1.$$

Aceitando-se H_0 , aceitamos que existe cointegração e é possível que existam até r vetores de cointegração.

3.2.2.1. VAR

O modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) lembra de maneira superficial a modelagem das equações simultâneas, na ideia de que se deve considerar muitas variáveis endógenas em conjunto. No entanto, cada uma dessas variáveis é explicada por seus próprios valores defasados e pelos valores defasados de todas as demais variáveis no modelo (GUJARATI, 2011).

Para decidir o comprimento máximo de defasagem, utiliza-se os critérios de Akaike e Schwarz. Escolhe-se aquela defasagem que apresenta os menores valores para esses critérios (GUJARATI, 2011).

3.2.2.2. VECM

Duas séries temporais são cointegradas quando há uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre essas. Entretanto, pode se notar desequilíbrio a curto prazo entre essas variáveis, o que pode ser corrigido pelo Mecanismo de Correção de Erros. (GUJARATI, 2011).

O Mecanismo do Vetor de Correção de Erros (VECM) deve ser utilizado após o VAR dada a incorporação de variáveis cointegradas no modelo. Dessa forma, o VECM incorporará ao modelo a correção de erros para analisar o comportamento dinâmico do modelo. Esse mecanismo descreve como o modelo examina o ajuste em cada período do tempo que direciona para o estado de equilíbrio de longo prazo.

A forma geral do VECM é

$\Delta X_t = \beta_0 + \sum_i^n \beta_1 \Delta X_{t-1} + \sum_i^n \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \sum_i^n \beta_3 \Delta Z_{t-1} + \lambda EC_{t-1} + ut$ (9), na qual Δ é o operador de primeira diferença, EC_{t-1} é o termo de correção de erro defasado um período, λ é o coeficiente de curto prazo do termo de correção de erro, e $(-1 < \lambda < 1)$ é o termo de ruído branco.

A especificação dinâmica do modelo permite a eliminação das variáveis não significantes, enquanto que o termo de correção de erro é mantido. O coeficiente desse termo apresenta a velocidade de ajustamento de qualquer desequilíbrio para um estado de equilíbrio de longo prazo.

3.2.3. Análise de Impulso-Resposta

Considerando que os coeficientes individuais nos modelos estimados do VAR são de difícil interpretação, utiliza-se a função de resposta a impulso (ou impulse response function – IRF). Essa função foi utilizada para uma das equações estimadas, visto que os testes de cointegração apresentaram zero vetores de cointegração existentes para tal equação.

A IRF simula a reação de uma variável decorrente de um choque exógeno sobre uma determinada variável do modelo, com um impacto do tamanho de um desvio-padrão. Ela delinea a resposta da variável dependente no sistema VAR aos choques nos termos de erro. Dessa forma, tal função analisa o impacto de choques que aconteceram por vários períodos no futuro, sendo imprescindível para a análise VAR (GUJARATI, 2011).

4. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesse capítulo serão apresentados os resultados obtidos a partir da estimação do modelo de Portugal (1998) para as importações entre Brasil e Argentina, buscando analisar qual o impacto de alterações na taxa de câmbio nesse fluxo comercial para o período entre 2004 e 2018.

4.1. Equações estimadas

Foram estimadas seis equações no total, sendo três para cada país. Uma equação considerou todas as importações de cada país, outra considerou apenas produtos entre os capítulos 1 a 83 e a terceira considerou os demais produtos, a partir do capítulo 84 do Sistema Harmonizado. As equações estimadas inicialmente para o Brasil foram:

$$\ln Mtotal_B = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB_B + \beta_2 \ln cambio_B + \beta_3 \ln CI_B + ut \quad (10)$$

$$\ln Mmanu_B = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PIB_B + \alpha_2 \ln cambio_B + \alpha_3 \ln CI_B + ut \quad (11)$$

$$\ln Mprim_B = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PIB_B + \gamma_2 \ln cambio_B + \gamma_3 \ln CI_B + ut \quad (12)$$

As equações foram estimadas em logaritmo para melhor análise dos resultados, visto que, quando transformadas em logaritmo, as estimativas apresentadas são da elasticidade, de forma que não importa a unidade de medida, pois o impacto da variável independente sobre a dependente é em variação percentual.

De maneira análoga, as equações para a Argentina foram:

$$\ln Mtotal_A = \theta_0 + \theta_1 \ln PIB_A + \theta_2 \ln cambio_A + \theta_3 \ln CI_A + ut \quad (13)$$

$$\ln Mmanu_A = \tau_0 + \tau_1 \ln PIB_A + \tau_2 \ln cambio_A + \tau_3 \ln CI_A + ut \quad (14)$$

$$\ln Mprim_A = \varphi_0 + \varphi_1 \ln PIB_A + \varphi_2 \ln cambio_A + \varphi_3 \ln CI_A + ut \quad (15)$$

A variável de utilização da capacidade instalada dos países foi mantida nas equações de bens primários dado seu papel de insumo para a indústria.

4.2. Estacionaridade das séries

A verificação da estacionaridade de uma série temporal é realizada para garantir que a análise a partir dessa seja robusta. Caso a variável dependente e independente não sejam estacionárias, o erro será não estacionário, o que significa a existência de autocorrelação.

Para conferir se as séries utilizadas na regressão são ou não estacionárias foi utilizado o teste da raiz unitária de Dick-Fuller (DF) aumentado. Utilizou-se como critério de avaliação para saber qual a regressão do teste deveria incluir ou não intercepto e tendência, o teste de autocorrelação dos resíduos de DW. A análise deste último é quanto mais próxima o Durbin-Watson (DW) do número dois, menor a correlação entre os resíduos.

Foram analisadas as estimações sem constante ou tendência, com constante, e com constante e tendência, em nível e em primeira diferença. Os resultados são apresentados na tabela 1.

TABELA 1 – TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA

Séries	Testes para I(0)			Testes para I(1)		
	DF	DF1	DF2	DF	DF1	DF2
Brasil						
<i>IPibb</i>	1,63	-2,79	-1,62	-5,55*	-5,71*	-6,14*
<i>IMtotal</i>	0,78	-2,35	-1,96	-9,16*	-9,22*	-9,48*
<i>IMmanu</i>	0,67	-2,36	-1,99	-2,33**	-2,43**	-2,70
<i>IMprim</i>	0,42	-2,30	-2,19	-8,35*	-8,32*	8,45*
<i>ICambio</i>	-1,60	-1,66	-3,52**	-6,23*	-6,43*	-6,40*
<i>ICI</i>	-0,67	-1,24	-2,20	-3,89*	-4,40*	-4,50*
Argentina						
<i>IPiba</i>	1,14	-2,43	0,17	-1,38	-2,95**	-4,14*
<i>IMtotal</i>	0,29	-2,35	-1,81	-3,90*	-3,82*	-4,17*
<i>IMmanu</i>	0,42	2,30	-2,19	-8,35*	-8,32*	-8,45*
<i>IMprim</i>	0,48	-3,16**	-2,90	-8,26*	-8,21*	-8,38*
<i>ICambio</i>	-1,60	-1,66	-3,52**	-6,23*	-6,43*	-6,40*
<i>ICI</i>	-0,94	0,13	-1,47	-3,42*	-3,51**	-4,16*

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria

* Significante a 1%;

** Significante a 5%.

DF: sem intercepto ou tendência, DF1: com intercepto, DF2: com intercepto e tendência.

Observa-se que todas as séries apresentam raiz unitária quando em nível, mas tornam-se estacionárias após a primeira diferença. Rejeitou-se a hipótese nula em todas as variáveis pelo teste de Dick-Fuller com intercepto e tendência à 1% de significância, exceto na variável de importações de bens manufaturados do Brasil. Nessa variável rejeitou-se a hipótese nula com 5% de variância no teste sem intercepto ou tendência.

A análise visual das séries permitiu verificar que havia a necessidade de acrescentar uma *dummy* para as equações, visto a existência de fatores externos que podem estar contidos no termo de erro. Na equação para importações totais do Brasil a *dummy* foi incluída no segundo trimestre de 2009, após a crise de 2008, e no terceiro

trimestre de 2018, que registrou valores elevados dado a grande queda que ocorreu nos primeiros trimestres do ano.

Da mesma forma, na *dummy* da equação de importação de manufaturados pelo Brasil foi inserida no segundo trimestre de 2008, quando a indústria registrou um recuo de 7,4% no crescimento em relação ao trimestre anterior, no primeiro trimestre de 2012, quando o aumento foi impulsionado pela grande queda agregada dos semestres anteriores, no primeiro trimestre de 2017, o primeiro trimestre de crescimento após oito de queda, e no terceiro de 2018, semelhante à equação de importações totais. Na equação de primários, as *dummies* foram adicionadas nos dois primeiros trimestres de 2008, com registros de ampla queda acumulada e conseqüente elevado crescimento.

Já para as equações da Argentina, a *dummy* na equação com as importações totais foi inserida no primeiro trimestre de 2009, após a crise de 2008. Na equação de bens manufaturados, as *dummies* foram adicionadas nos dois primeiros trimestres de 2008, dado o elevado crescimento da economia após severas quedas. Por fim, a *dummy* na equação de primários foi inserida no primeiro trimestre de 2007, quando a Argentina registrou um crescimento muito abaixo do que estava registrando; no primeiro trimestre de 2009, após a crise de 2008, quarto trimestre de 2009 e primeiro trimestre de 2010, após registrou brasileiros de queda na economia dado a crise de 2008.

As equações estimadas foram:

- Brasil

$$\ln Mtotal_B = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB_B + \beta_2 \ln cambio_B + \beta_3 \ln CI_B + dummyt_B + ut \quad (16)$$

$$\ln Mmanu_B = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PIB_B + \alpha_2 \ln cambio_B + \alpha_3 \ln CI_B + dummym_B + ut \quad (17)$$

$$\ln Mprim_B = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PIB_B + \gamma_2 \ln cambio_B + \gamma_3 \ln CI_B + dummyp_B + ut \quad (18)$$

- Argentina

$$\ln Mtotal_A = \theta_0 + \theta_1 \ln PIB_A + \theta_2 \ln cambio_A + \theta_3 \ln CI + dummyt_A + ut \quad (19)$$

$$\ln Mmanu_A = \tau_0 + \tau_1 \ln PIB_A + \tau_2 \ln cambio_A + \tau_3 \ln CI + dummym_A + ut \quad (20)$$

$$\ln Mprim_A = \varphi_0 + \varphi_1 \ln PIB_A + \varphi_2 \ln cambio_A + \varphi_3 \ln CI + dummyp_A + ut \quad (21)$$

4.3. Teste de Cointegração de Johansen

Foi utilizado o teste de cointegração de Johansen pois as equações estimadas possuem mais de duas variáveis. Ademais, a opção por esse teste também levou em consideração a sua utilização do estimador de máximo verossimilhança e a superação do problema de dois passos do teste de Granger, podendo estimar e testar a presença de múltiplos vetores de cointegração (MORETTIN, 2008).

4.3.1. Quantidade de defasagens

O primeiro passo do teste de Cointegração de Johansen é o teste da ordem de integração das variáveis, o que foi feito ao realizar o teste da raiz unitária. O segundo passo é a especificação e estimação de um modelo Vetor Auto-regressivo (VAR), com as variáveis em nível. O objetivo é encontrar a quantidade de defasagens ótimas para cada equação, com base nos critérios de de Akaike e Schwarz, escolhendo os menores valores dessas estatísticas. A escolha da defasagem foi realizada com base no critério de Schwarz.

Conforme podemos observar na Tabela 2, o critério de Schwarz indica uma defasagem para a equação de importações totais do Brasil, duas defasagens para a equação de importações de manufaturados e novamente uma defasagem para a equação de importações de bens manufaturados para o país.

TABELA 2 – SELEÇÃO DE DEFASAGEM PARA O BRASIL

Equação	Defasagens				Defasagem selecionada
	1	2	3	4	
lnMtotal					1
SC	-10,85	-10,83	-10,15	-9,46	
lnMmanu					2
SC	-9,35	-9,58	-9,12	-8,50	
lnMprim					1
SC	-10,33	-10,06	-9,35	-8,53	

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria.

Da mesma forma que a tabela anterior, a Tabela 3 apresenta, a partir do critério de Schwarz, duas defasagens para a equação de importações totais da Argentina, uma defasagem para os bens manufaturados e novamente duas defasagens para os bens primários importador pela Argentina.

TABELA 3 – SELEÇÃO DE DEFASAGEM PARA A ARGENTINA

Equação	Defasagens				Defasagem selecionada
	1	2	3	4	
lnMtotal					2
SC	-9,08	-9,29	-8,97	-8,61	

lnMmanu					1
SC	-9,26	-8,95	-8,81	-8,26	
lnMprim					2
SC	-8,69	-8,77	-8,41	-8,01	

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria.

4.3.2. Teste de Cointegração

Com a informação da quantidade de defasagens para cada estimação, o terceiro passo de Johansen é a realização do teste de cointegração, para encontrar a quantidade de vetores de cointegração, a partir do teste do traço ou do autovalor máximo.

Os testes foram realizados para cinco especificações:

1. Nenhum – sem intercepto e sem tendência (SI/ST)
2. Nenhum – com intercepto e sem tendência (CI/ST)
3. Linear – com intercepto e sem tendência (CI/ST)
4. Linear – com intercepto e com tendência (CI/CT)
5. Quadrática – com intercepto e com tendência (CI/CT)

TABELA 4 – TESTES DE COINTEGRAÇÃO PARA O BRASIL

Tipo do teste	Tendência dos dados					Quantidade escolhida
	Nenhum – SI/ST	Nenhum – CI/ST	Linear – CI/ST	Linear – CI/CT	Quadrática – CI/CT	
lnMtotal						1
Traço	0	1	1	2	1	
Autovalor	0	1	1	1	1	
lnMmanu						1
Traço	1	1	1	1	0	
Autovalor	1	1	1	0	0	
lnMprim						0
Traço	2	0	0	0	0	
Autovalor	0	0	0	0	0	

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria.

De acordo com a tabela 4, a equação que analisa as importações totais brasileiras apresentou dois vetores de cointegração pelo traço do teste linear com tendência e intercepto, enquanto apresentou um vetor de cointegração para seis dos 10 testes realizados. Os demais três testes não indicaram a presença de vetores de cointegração. Dessa forma, optou-se por estimar apenas um vetor de cointegração. Para a equação das importações de manufaturados, sete dos 10 testes indicaram um vetor de cointegração, enquanto os outros testes não indicaram a presença desses. Sendo assim, também foi escolhido um vetor de cointegração. Por fim, para a equação de produtos primários, o

teste do traço sem tendência e sem intercepto apontou a existência de dois vetores de cointegração, enquanto os outros nove testes não indicaram a existência desses vetores. Assim, conclui-se que essa equação não possui vetores de cointegração, de forma que sua análise ocorre por meio do impulso-resposta.

TABELA 5 – TESTES DE COINTEGRAÇÃO PARA A ARGENTINA

Tipo do teste	Tendência dos dados					Quantidade escolhida
	Nenhum – SI/ST	Nenhum – CI/ST	Linear – CI/ST	Linear – CI/CT	Quadrática – CI/CT	
lnMtotal						1
Traço	2	2	4	1	1	
Autovalor	1	1	0	0	0	
lnMmanu						1
Traço	3	1	1	1	0	
Autovalor	0	0	0	0	0	
lnMprim						1
Traço	2	1	2	1	0	
Autovalor	1	1	0	0	0	

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria.

A tabela 5 demonstra que, para a equação das importações totais argentinas, o teste do traço encontrou três possíveis quantidades de vetores de cointegração: no caso de sem tendência, haveriam dois vetores; no caso linear com intercepto e sem tendência haveriam quatro vetores; e nos casos linear e quadrático com tendência e intercepto, haveria um vetor de cointegração. Já pelo teste do autovalor, nos casos sem tendência haveria um vetor de cointegração e nos demais não haveriam tais vetores. Visto que, dentre os testes, a possibilidade de um vetor de cointegração foi a mais presente, optou-se por essa especificação.

Em relação à equação de manufaturados da Argentina, o teste do traço sem intercepto e sem tendência indicou a existência de três vetores de cointegração, enquanto para os testes do traço com intercepto mas sem tendência, linear com intercepto e sem tendência e linear com tendência e intercepto o teste informou a existência de um vetor de cointegração, quantidade escolhida. Os demais testes não apresentaram a existência desse vetor.

Por fim, os testes traço para a equação de produtos primários indicaram a existência de dois vetores, no caso sem tendência ou intercepto e linear com intercepto e sem tendência, e nenhum no caso quadrático; nos demais apontou-se a existência de um vetor de cointegração. Essa quantidade também foi apresentada em dois dos testes de

autovalor sem tendência e sem intercepto, e nos demais lineares e quadrático não apresentaram a existência do vetor. Assim, escolheu-se estimar apenas um vetor de cointegração.

4.3.3. Vetor de Correção de Erros

O quarto e último passo do método de Johansen é a estimação do Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM).

Assim, temos as seguintes equações para o Brasil:

$$\ln M_{total_B} = \begin{matrix} -12,30 \\ (-5,78) \end{matrix} + \begin{matrix} 1,06 \ln PIB_B \\ (-10,43) \end{matrix} + \begin{matrix} 2,52 \ln CI_B \\ (-7,69) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,53 \ln cambio_B \\ (-2,72) \end{matrix} \quad (22)$$

$$\ln M_{manu_B} = \begin{matrix} -37,04 \\ (4,91) \end{matrix} + \begin{matrix} 2,07 \ln PIB_B \\ (-5,40) \end{matrix} + \begin{matrix} 2,12 \ln CI_B \\ (-1,71) \end{matrix} + \begin{matrix} 2,16 \ln cambio_B \\ (-2,88) \end{matrix} \quad (23)$$

Ao considerar a tabela t-student bicaudal, com grau de liberdade de 56 (número de observações menos um), apenas o coeficiente da utilização da capacidade instalada da equação de bens manufaturados não é significativa a 1% de significância. Esse coeficiente somente é significativa a 10%.

O aumento de 1% no PIB do Brasil implicaria em um aumento de 1,06% nas importações totais provenientes da Argentina, e um aumento de 1% na utilização da capacidade instalada aumenta em 2,52% essas importações. Da mesma maneira, uma valorização do real, ou seja, desvalorização do peso, em 1%, significa em um aumento das importações brasileiras em 0,53%.

Os resultados para as importações totais eram esperados (Equação 22). O aumento do PIB implica em um aumento da renda do país, o que, de fato, aumenta as importações originárias de todos seus parceiros comerciais, tudo o mais constante. O aumento da utilização da capacidade instalada tende a aumentar a produtividade da economia, o que a faz exportar mais e também potencialmente importar mais insumos. Dessa forma, o aumento das importações brasileira provenientes da Argentina dado o aumento da utilização da capacidade instalada brasileira representa a maior entrada de insumos.

Valorizar o real significa a necessidade de menos moeda brasileira para comprar a mesma quantidade anterior de moeda argentina. Ou seja, ao valorizar o real, o brasileiro tem seu poder de compra aumentado quando em relação aos pesos argentinos. Nesse sentido, valorizar a moeda brasileira implica em maior demanda do país por produtos

argentinos, visto que esses estão relativamente mais baratos. Logo, o coeficiente positivo para essa variável era esperado, uma vez que a taxa de câmbio é medida pela razão entre peso e real.

Analogamente, o aumento de 1% no PIB do Brasil implicaria em um aumento de 2,07% nas importações de manufaturados provenientes da Argentina, e um aumento de 1% na utilização da capacidade instalada aumenta em 2,12% essas importações (Equação 23). Da mesma forma, uma valorização do real, ou seja, desvalorização do peso, em 1%, significa em um aumento das importações brasileiras em 2,16%. Contrastando esse resultado com os das importações totais, observamos que a importação de manufaturados é bem mais elástica com relação à taxa de câmbio.

O impacto do aumento do PIB nas importações de manufaturados argentinos pelo Brasil mostra que o fluxo desses produtos é alto entre os países. Além disso, o aumento registrado pela maior utilização da capacidade instalada também reforça esse argumento. A desvalorização do peso, assim como no caso das importações totais, implica numa valorização do real e no conseqüente aumento das importações brasileiras da Argentina.

Quando comparado ao resultado encontrado no trabalho de Portugal e Azevedo (1998), percebe-se que o coeficiente da utilização da capacidade instalada para as importações totais e manufaturadas brasileiras oriundas da Argentina teve o mesmo sinal que aquele encontrado em 1998.

Ademais, o coeficiente para o PIB foi negativo no trabalho de 1998, enquanto no trabalho atual foi positivo. Portugal e Azevedo explicam o resultado com a política de importação brasileiras nos anos analisados. De acordo com os autores, durante os anos 80, diversas restrições tarifárias e não-tarifárias foram impostas sobre as importações pelo governo brasileiro, reduzindo substancialmente sua elasticidade à renda nacional. O período considerado no presente estudo atualizou, assim, essa demanda pois o país acabou com a política de restrição das importações, garantindo que os coeficientes reagissem conforme esperado pela macroeconomia.

Temos as seguintes equações para a Argentina:

$$nMtotal_A = \frac{24,00}{(-1,82)} + \frac{0,41 \ln PIB_A}{(-0,90)} - \frac{1,66 \ln CI_A}{(1,35)} - \frac{0,77 \ln cambio_A}{(0,85)} \quad (24)$$

$$\ln Mmanu_A = \frac{18,86}{(-2,89)} - \frac{0,47 \ln PIB_A}{(2,14)} + \frac{3,58 \ln CI_A}{(-5,67)} - \frac{1,28 \ln cambio_A}{(2,96)} \quad (25)$$

$$\ln M_{prim_A} = \frac{28,93}{(-2,87)} - \frac{0,20 \ln PIB_A}{(0,58)} + \frac{0,21 \ln CI_A}{(-0,22)} - \frac{1,54 \ln cambio_A}{(2,27)} \quad (26)$$

Na equação de importações totais (Eq. 24), os coeficientes do PIB e do câmbio não são estatisticamente significantes a parte de sua estatística t, e a constante é significativa à 10%. Já na equação de bens manufaturados (Eq. 25), apenas o PIB é significativo à 5%, enquanto todas as demais são significantes à 1%. Por fim, na equação de bens primários, o coeficiente do câmbio é significativo à 5% e a constante à 2%, enquanto o coeficiente do PIB e da utilização da capacidade instalada não são estatisticamente significantes.

O aumento de 1% no PIB da Argentina implicaria em um aumento de 0,41% nas importações totais provenientes do Brasil, e um aumento de 1% na utilização da capacidade instalada reduz em 1,66% essas importações. Da mesma forma, uma desvalorização do peso em relação ao real de 1% significa uma redução de 0,77% das importações totais da Argentina provenientes do Brasil.

O efeito do aumento do PIB nas importações totais é igual àquele exposto para o Brasil. O resultado demonstra que há uma redução nas importações totais da Argentina originárias do Brasil no caso de aumento da utilização da capacidade instalada da Argentina. Tal resultado pode significar que existe uma preferência por consumo de produtos nacionais, que não eram produzidos com a baixa utilização da capacidade instalada da indústria.

A valorização do real o torna relativamente mais caro em relação ao peso, de forma que se esperava que tal alteração implicasse em uma redução das importações argentinas do Brasil, o que de fato ocorreu. O encarecimento relativo da moeda brasileira diminui as exportações brasileiras à Argentina, visto a perda do poder de compra relativo do peso.

Conforme verificado pelos trabalhos anteriores de Dell'Ariccia (1999) e Rose (2000) que avaliaram o impacto da taxa de câmbio no comércio entre países, a variável possui impacto no fluxo comercial. Os resultados de Dell'Ariccia foram de impacto de 9% e 13% da taxa de câmbio no comércio internacional, enquanto o encontrado nas equações para Brasil e Argentina apresenta um impacto entre 2% e 3%. Os resultados encontrados se assemelham mais com o estudo de Tenreyo (2003), que registrou impacto da variável no comércio entre 2% a 5%.

Comparando com o trabalho de Portugal e Azevedo, o coeficiente da variável da utilização da capacidade instalada para as importações argentinas totais teve o sinal contrário ao encontrado pelos autores. No trabalho foi encontrado um coeficiente negativo, enquanto era positivo para a equação de demanda de importações brasileiras. Isso pode ser explicado pela análise do parceiro específico. O aumento da utilização da capacidade instalada tende a aumentar a importação dos insumos utilizados pela indústria, o que podem ser provenientes de outros países além do Brasil, implicando o coeficiente negativo no trabalho.

Analogamente, o aumento de 1% no PIB da Argentina implicaria em uma redução de 0,47% nas importações de manufaturados provenientes do Brasil, e um aumento de 1% na utilização da capacidade instalada aumenta em 3,58% essas importações (Eq. 25). Da mesma forma, uma valorização do real em 1%, significa em uma queda das importações argentinas de manufaturados do Brasil em 1,28%.

Na equação de manufaturados, um aumento do PIB resultou em uma queda das importações manufaturadas argentina originárias do Brasil. Esse resultado não era esperado, visto que o aumento da renda deveria aumentar as importações de um país. No entanto, pode-se entender que essa relação ocorre dada a troca de parceiros comerciais, com a Argentina optando por aumentar as importações de outros países além do Brasil, ou por substituição de produção nacional, com a Argentina produzindo nacionalmente o que importaria do Brasil.

O aumento de 3,58% nas importações de manufaturados no caso de aumento de 1% da utilização da capacidade instalada da Argentina demonstra novamente a importância do fluxo desses produtos entre os países. A desvalorização do peso implica em uma redução maior das importações argentinas de manufaturados produzidos no Brasil do que nas importações totais desse fluxo, demonstrando que a predominância desses produtos na relação comercial bilateral.

Por fim, o aumento de 1% no PIB da Argentina implicaria em uma redução de 0,20% nas importações de manufaturados provenientes do Brasil, e um aumento de 1% na utilização da capacidade instalada aumenta em 0,21% essas importações.

A redução das importações de primários dado o aumento do PIB pode ser visto da mesma forma que no caso dos manufaturados, em especial no aumento de produção nacional, dado a importância dos produtos agrícolas (capítulos 1 a 24 da Nomenclatura

Comum do MERCOSUL) na cesta de produção da Argentina. O baixo impacto do aumento da utilização da capacidade instalada nas importações argentinas de primários originários do Brasil pode demonstrar uma baixa utilização desses produtos importados como insumo.

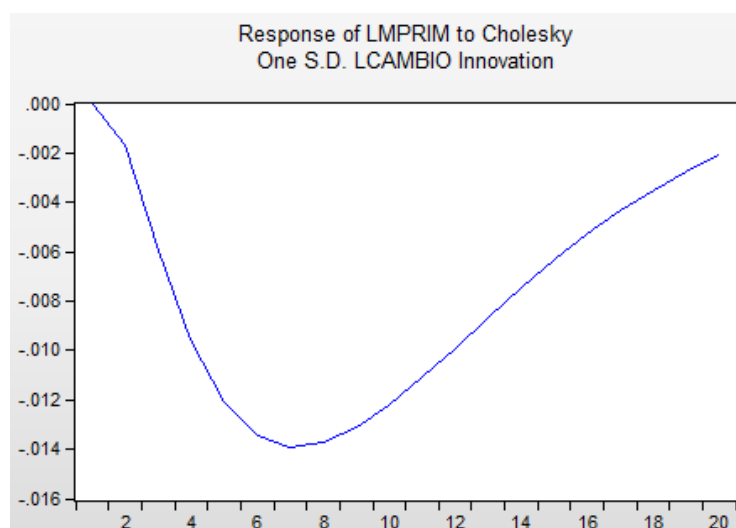
Conforme esperado, a desvalorização do peso implica em uma queda das importações de produtos primários brasileiros pela Argentina. Esses produtos foram os mais impactados pela taxa de câmbio dentre as equações analisadas para a Argentina, o que está de acordo com o esperado, novamente dado o valor internacional dos produtos que afetam a produção desses produtos.

4.4. Análise de Impulso-Resposta

Como o teste de cointegração para a equação do Brasil que considera a importação dos produtos primários (capítulos 1 a 83) não apresentou vetores de cointegração, foi estimado um VAR para essa equação e utilizada a análise de impulso-resposta para análise do impacto da taxa de câmbio nas importações.

Essa análise mostra a reação de uma variável decorrente de um choque exógeno sobre outra determinada variável do modelo estimado, levando em conta um impacto de tamanho de um desvio-padrão (GUJARATI, 2011).

FIGURA 1 – Choque de câmbio sobre a importação brasileira de bens primários até o 20º trimestre



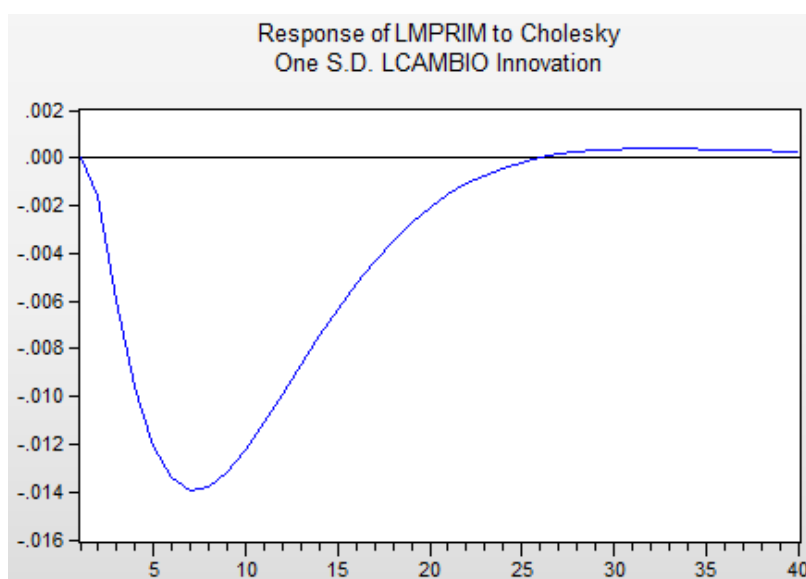
Fonte: Dados do trabalho. Elaboração: EViews

No momento do choque, as importações começam a declinar. Após um choque no período de um desvio padrão, percebemos que uma desvalorização na moeda nacional, no caso o real, implica em uma queda das importações do país. Tal resultado era esperado, visto que a desvalorização da moeda significa um encarecimento das importações e consequentemente uma redução dessas.

Por outro lado, tal desvalorização deve resultar em um aumento das exportações do país. Como os produtos analisados são os primários, é ainda mais esperado que as exportações aumentem, visto que os produtos primários do país ficarão mais competitivos no mercado internacional e consequentemente aumentarão seu fluxo. Esse aumento nas exportações implicará em um aumento do PIB nos períodos seguintes, aumentando a renda do país.

Após sete trimestres as importações de produtos analisados voltarão a aumentar, o que pode ser explicado pelo aumento do PIB puxado pelas exportações.

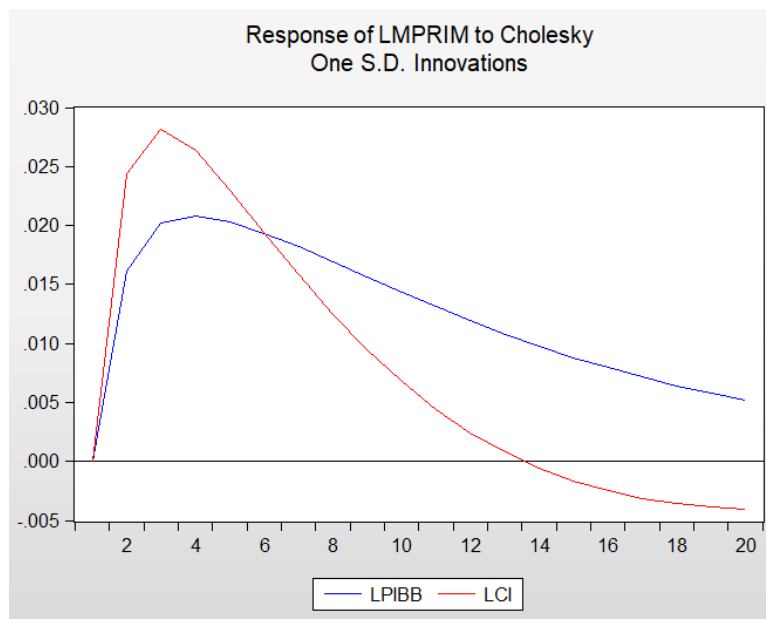
FIGURA 2 – Choque de câmbio sobre a importação brasileira de bens primários até o 40º trimestre



Fonte: Dados do trabalho. Elaboração: EViews

A partir do sétimo trimestre, as importações começam a aumentar, chegando no trimestre 26 e retomando ao patamar inicial. Após o trimestre 26, as importações aumentariam apenas um pouco, logo retornando ao nível de estado estacionário.

FIGURA 3 – Choque de PIB e utilização da capacidade instalada sobre a importação brasileira de bens primários



Fonte: Dados do trabalho. Elaboração: EViews

Um choque na utilização da capacidade instalada do país implica em um aumento de importações brasileiras vindas da Argentina, o que apresenta um maior fluxo de insumos para a indústria. No entanto, esse fluxo atinge seu pico no terceiro período, quando começa as importações começam a reduzir até atingirem patamar abaixo do inicial no 13º trimestre. As importações voltam a subir e tendem a voltar a seu patamar inicial.

Ademais, um aumento do PIB também tem resultado positivo nas importações. O aumento do PIB aumenta as importações até um pico no quarto trimestre, quando o fluxo começa a diminuir. Esse movimento pode ser explicado pelo aumento da produção interna após o aumento da renda, o que começa a suprir a demanda e implica na redução das importações, gerando a tendência de retorno da variável para seu estágio inicial.

4.5. Considerações finais

Neste capítulo foram apresentados os resultados das equações estimadas, que buscavam analisar o impacto da taxa de câmbio entre Brasil e Argentina no comércio bilateral entre eles. As estimações realizadas resultaram, de maneira geral, no esperado que a taxa de câmbio tem efeito no comércio entre países, o que estava exposto de acordo com a teoria. Ou seja, após as estimações e análise dos resultados, podemos afirmar que o câmbio possui um impacto nas importações dentre os países, além de ter relevância distinta em cada tipo de produto.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo avaliar o efeito da taxa de câmbio no comércio bilateral entre o Brasil e a Argentina durante o período de 2004 e 2018. Por meio de estimações econométricas de séries temporais foram encontrados os coeficientes para as equações, de maneira a avaliar o impacto da variável estudada e também das demais variáveis de controle presentes nas equações.

A partir dos resultados encontrados, pode-se inferir que a taxa de câmbio possui, de fato, impacto no fluxo comercial entre países para o período analisado. De maneira geral, percebeu-se que o efeito da taxa de câmbio entre o fluxo comercial dos países foi significativo para as importações gerais. No entanto, com a separação dos dados nos grupos de produtos primários e secundários, a taxa de câmbio teve ainda mais efeito. O PIB e a utilização da capacidade instalada também tiveram influenciaram nesse fluxo, o que era esperado.

A proximidade dos países e a complementariedade das economias também são fortes fatores a serem levados em consideração, o que mantém uma troca de bens constantes, apesar das demais variáveis.

Dessa forma, podemos afirmar que uma alteração na taxa de câmbio entre Brasil e Argentina durante o período analisado influenciou no comércio bilateral. Uma valorização do real e conseqüente desvalorização do peso aumentou as importações brasileiras de produtos argentinos, ao mesmo tempo que reduziu as importações argentinas do Brasil. Assim, a condução da política macroeconômica possui relevante importância para o comércio internacional dos países, sendo necessário que os governos a vejam como ferramenta para o crescimento econômico.

Futuras pesquisas podem considerar setores específicos, analisando suas especificidades e o impacto do câmbio sobre produtos determinados. Além disso, pode ser feito uma análise entre os demais países do MERCOSUL, para avaliar quais os destinos e origens que mais se beneficiam ou se prejudicam com a alteração do câmbio.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, S.; FLORÊNCIO, L. **Trajetória do Mercosul e Mudança de Paradigmas e de Posições da Política Externa Brasileira: começo virtuoso e crise recente – possíveis interpretações.** Texto para discussão - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Rio de Janeiro, 2015.

ALADI. Associação Latinoamericana de Integração. O que é a ALADI. Disponível em: <<http://www.aladi.org/sitioaladi/language/pt/o-que-e-a-aladi/>>. Acesso em: 24 de abril de 2021.

ARNAUDO, Javier; QUEROL, Luis; PÉREZ, Gustavo. Crisis del Tequila: sus efectos sobre el sistema financiero argentino y sus normas prudenciales. Universidad del CEMA, Buenos Aires, março 2003. Disponível em: < https://ucema.edu.ar/posgrado-download/tesinas2003/MDB_Arnaudo.pdf>. Acesso em 1º de maio de 2021.

BAER, W. **A economia brasileira.** Ed. Nobel. São Paulo, 1996.

BRASIL. Ministério da Economia. **ACE 14 – Brasil-Argentina.** 2020. Disponível em: <<https://www.gov.br/produtividade-e-comercio-exterior/pt-br/assuntos/comercio-exterior/regimes-de-origem/certificado-de-origem/cdo-ace-14-brasil-argentina>>. Acesso em 26 de agosto de 2021.

CANDEAS, A. W. **Relações Brasil-Argentina: uma análise dos avanços e recuos.** Revista Brasileira de Política Internacional, v. 48, n. 1, p.178-213, 2005.

_____. **A integração Brasil-Argentina: História de uma ideia na “visão do outro”.** Brasília: FUNAG, 2010.

CARNEIRO, Flavio Lyrio. A influência da taxa de câmbio sobre os fluxos de comércio exterior. Texto para discussão - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Rio de Janeiro, 2014.

CLARK, Peter, et al. **Exchange Rate Volatility and Trade Flows – Some New Evidence.** International Monetary Fund (IMF) Staff Papers, v. 46, n. 3, p.315-334. 2004.

CUSHMAN, David O. The effects of real exchange rate risk on international trade. Department of Economics and Finance, University of New Orleans. New Orleans, United States, 1982.

DELL'ARICCIA, Giovanni. **Exchange Rate Fluctuation and Trade Flows: Evidence from the European Union.** International Monetary Fund (IMF). 1998.

ESCOLA, Equipe Brasil. "Fim do Governo Collor"; Brasil Escola. Disponível em: <<https://brasilecola.uol.com.br/historiab/fim-governo-collor.htm>>. Acesso em 27 de abril de 2021.

FERRER, A. A Economia Argentina. 3ª edição. Buenos Aires: Editora Campus, 2006. Disponível em: < <https://www.livrosgratis.com.br/ler-livro-online-78917/a-economia-argentina-de-suas-origens-ao-inicio-do-seculo-xxi>>. Acesso em 30 de abril de 2021.

FISCHER, S. Discurso The Asian crisis: a view from the IMF, 1998. Disponível em: <<https://www.imf.org/en/News/Articles/2015/09/28/04/53/sp012298>>. Acesso em 1º de maio de 2021.

FRANKEL, Jeffrey A. **Monetary regime choice for a semi-open economy.** University of California at Berkeley, 1994.

GIAMBIAGI, Fabio. **Uma proposta de unificação monetária dos países do Mercosul.** Revista de Economia Política, v. 17, n. 4, p. 5-30, 1997.

HOOPER, P.; KOHLHAGEN, S.W. The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade. Journal of International Economics, 8, 483-511. 1978.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International Economics: Theory & Policy.** 8. ed. Boston: Pearson, 2009.

KUME, H.; PIANI, G. Mercosul: o dilema entre união aduaneira e área de livre comércio. Revista de Economia Política, v. 25, n. 4, p. 370-390, 2005.

MEDEIROS, C. A. Raízes estruturais da crise financeira asiática e o enquadramento da Coreia. Revista Economia e Sociedade, n. 11, pg. 151-172, 1998.

MEMORIAL da Democracia. Crise do México traz impactos ao Brasil. Disponível em: < <http://memorialdademocracia.com.br/card/crise-do-mexico-traz-impactos-ao-brasil>>. Acesso em 29 de abril de 2021.

MORETTIN, P. A. **Econometria financeira**, um curso de series temporais financeiras. São Paulo: Blucher, 2008.

OBSTEFELD, M. ROGOFF, K. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge University Press, 1996.

ORGANIZATION OF AMERICAN STATES. Foreign Trade Information System (SICE), 2021. Decisão nº 58/2010 MERCOSUL/CMC. Disponível em <http://www.sice.oas.org/Trade/MRCSRS/Decisions/DEC5810_p.pdf>. Acesso em 26 de abril de 2021.

PLANO Cavallo. In: Wikipédia: a enciclopédia livre. Disponível em: <https://pt.wikipedia.org/wiki/Plano_Cavallo> Acesso em: 22 de abril de 2021.

PORTUGAL, M.; AZEVEDO, A. **Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações**. Revista Nova Economia, v. 8, n. 1, p. 37-63, 1998.

PROTOCOLO de Ouro Preto. 17 dezembro 1994. Disponível em: <<http://www.mercosul.gov.br/40-normativa/tratados-e-protocolos/120-protocolo-de-ouro-preto>>. Acesso em: 26 de abril de 2021.

RAPOPORT, Mario. El plan de convertibilidad y la economia argentina (1991-1999). Revista Economia e Sociedade, v. 9, n. 2, p. 15-47, 2000.

RIGOLON, F.; GIAMBIAGI, F. **Áreas Monetárias Ótimas**: teoria, unificação monetária europeia e aplicações para o Mercosul. Ensaio BNDES, n. 8, 1998.

RUIZ, Mercedes García. Finanzas internacionales en el último medio siglo: del fin del patrón oro a la permanente inestabilidad e incertidumbre. Centro Investigaciones de la Economía Internacional (CIEI), Universidad de la Habana, Cuba. 2020. Disponível em: < <http://scielo.sld.cu/pdf/eyd/v165n2/0252-8584-eyd-165-02-e4.pdf>>. Acesso em: 4 de novembro de 2021.

TENREYRO, Silvana. **On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility**. Federal Reserve Bank of Boston. 2003.

TIMELINE: Argentina's economic crisis. The Guardian, 20 de dezembro de 2001. Disponível em: < <https://www.theguardian.com/world/2001/dec/20/argentina1>>. Acesso em 10 de maio de 2021.

TRATADO de Assunção. 26 de março de 1991. Disponível em: < http://www.stf.jus.br/arquivo/cms/processoAudienciaPublicaAdpf101/anexo/Tratado_d_e_Assuncao..pdf>. Acesso em: 18 de março de 2021.

UNCTAD. The Russian Crisis. United Nations. Geneva. 1998. Disponível em: < <https://unctad.org/system/files/official-document/poirrsd002.en.pdf>>. Acesso em 5 de maio de 2021.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução a econometria**: uma abordagem moderna. 6.ed. CENGAGE LEARNING, 2017.