

**UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE**

**UNIVERSIDADE DA BEIRA INTERIOR**

HELENE ALBUQUERQUE REBELO

ENSAIOS DE CÂMBIO SOB AS PERSPECTIVAS DA PRODUTIVIDADE E  
DA COMPETITIVIDADE

São Paulo

2018



HELENE ALBUQUERQUE REBELO

ENSAIOS DE CÂMBIO SOB AS PERSPECTIVAS DA PRODUTIVIDADE E  
DA COMPETITIVIDADE

Tese apresentada ao programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie, e para o Programa de Doutorado em Gestão e em Economia da Universidade da Beira Interior como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Administração de Empresas.

ORIENTADOR: Prof. Dr. Leonardo Fernando Cruz Basso

Coorientador: Prof. Dr. João Carlos Correia Leitão

São Paulo

2018

R289e Rebelo, Helene Albuquerque

Ensaio de câmbio sob as perspectivas da produtividade e da competitividade. / Helene Albuquerque Rebelo.

98 f. : il. ; 30 cm

Tese (Doutorado em Administração de Empresas) - Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2018.

Orientador: Leonardo Fernando Cruz Basso.

Bibliografia: f. 83-98.

1. Taxa de câmbio de longo prazo. 2. Produtividade total dos fatores. 3. Índice de competitividade global. 4. Séries de tempo. 5. Dados de painel. I. Basso, Leonardo Fernando Cruz, *orientador*. II. Título.

CDD 332.456

Bibliotecário Responsável: Silvania W. Martins – CRB 8/ 7282

HELENE ALBUQUERQUE REBELO

ENSAIOS DE CÂMBIO SOB AS PERSPECTIVAS DA PRODUTIVIDADE E  
DA COMPETITIVIDADE

Tese apresentada ao programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie, e para o Programa de Doutorado em Gestão e em Economia da Universidade da Beira Interior como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Administração de Empresas.

Aprovada em São Paulo 10/11/01 / 2018

BANCA EXAMINADORA:

*L. Basso*

Prof. Dr. Leonardo Fernando Cruz Basso  
Universidade Presbiteriana Mackenzie  
Orientador

*João Carlos Correia Leitão*  
Prof. Dr. João Carlos Correia Leitão  
Universidade Da Beira Interior  
Coorientador

*Eli Hadad Júnior*  
Prof. Dr. Eli Hadad Júnior  
Universidade Presbiteriana Mackenzie  
Membro Interno

*Denis Forte*  
Prof. Dr. Denis Forte  
Universidade Presbiteriana Mackenzie  
Membro Interno

*Diogo de Prince Mendonça*  
Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça  
Universidade Federal de São Paulo - Unifesp  
Membro Externo

*Herbert Kimura*  
Prof. Dr. Herbert Kimura  
Universidade de Brasília - UnB  
Membro Externo

*Aos meus pais Lúcia e Haroldo, às minhas avós Eunice e Socorro, à tia Marina e à minha irmã Lorena, por me apoiarem incondicionalmente, estarem sempre presentes e que de muitas formas me ajudaram a tornar possível a concretização deste trabalho.*

# Agradecimentos

Esta tese é o resultado de uma jornada científica desafiadora, mas ao mesmo tempo enriquecedora. Estou muito grata pelo apoio que recebi ao longo desta estrada.

Agradeço a Deus, por me dar sempre força nos momentos mais difíceis, iluminando meus pensamentos e ações, não permitindo que eu fraquejasse nessa trajetória.

Minha sincera gratidão ao meu orientador, Leonardo Basso, que me deu a liberdade de explorar e seguir minhas próprias ideias, sempre apontando as direções certas. Agradeço, ainda, por sua disponibilidade, compreensão e encorajamento que possibilitou um ambiente que tornou possível a realização deste projeto.

Sou igualmente grata ao meu coorientador João Leitão, da Universidade da Beira Interior, em Portugal, que desafiou e estimulou minhas ideias, levando-me a explorar novos caminhos e expandir meus conhecimentos.

Aos meus colegas do Mackenzie, ao proporcionarem um ambiente de pesquisa inspirador e encorajador e que às vezes foram meus professores, em especial ao Eli Hadad, que tornou essa jornada muito frutífera com seus inúmeros conselhos que sempre me ajudaram a melhorar.

Aos professores do Programa de Pós-graduação em Administração do Mackenzie - PPGA, pelos conhecimentos compartilhados e debates em prol deste trabalho.

Ao Mackpesquisa, à Capes e ao Santander por financiarem esta empreitada.

Aos amigos sempre disponíveis, em especial Nayana Braga, Kattyane Costa e Ana Carolina Braga, que embora longe estão sempre presentes, principalmente nos momentos mais difíceis.

Sou profundamente grata aos meus pais, avós, irmã, tias, tios e primos que me apoiaram incondicionalmente, sempre torcendo, compreendendo e me apoiando nesta conquista.

A todos que, direta ou indiretamente, colaboraram com o desenvolvimento desta pesquisa.

Meus eternos agradecimentos!





*“Aprender é a única coisa de que a mente nunca se cansa, nunca tem medo e nunca se arrepende”. Leonardo di Ser Piero da Vinci (1452 - 1519)*



# Resumo

Este trabalho é composto de três investigações independentes, no entanto, com temas que apresentam constância e relação entre elas. A primeira pesquisa examina a taxa de câmbio de longo prazo, considerando a paridade do poder de compra para 25 países em desenvolvimento, admitindo os Estados Unidos como país base. Para testar os modelos, são observados os comportamentos de quatro índices de preço distintos, para o período de 1960 - 2015, com frequência anual. Das projeções executadas, apenas quatro combinações corroboraram a teoria, não sendo possível comprovar um desempenho favorável para PPP. A segunda investigação avalia a taxa de câmbio de longo prazo sob a perspectiva do Efeito Balassa-Samuelson. Originária da paridade do poder de compra, mostra que a taxa de câmbio pode ser explicada pela relação entre as produtividades de dois países. Assim aprecia-se a paridade do poder de compra relativa e a produtividade total dos fatores, aplicando-se uma nova classificação para produtividade, em que alguns setores de serviços são considerados bens transacionáveis. A base de dados é composta por 10 pares de países, com os Estados Unidos como país base, para o período de 1980 até 2007, sendo que apenas alguns países corroboram o Efeito Balassa-Samuelson. Para os dois primeiros ensaios, foram usadas análises de séries de tempo. A terceira investigação avalia se produtividade é explicada por competitividade e se a taxa de câmbio efetiva real desempenha um papel moderador sobre as quatro variáveis de competitividade, uma vez que é possível avaliar as perdas ou ganhos de competitividade em função da taxa de câmbio. Utiliza-se a taxa de câmbio efetiva real, a produtividade total dos fatores e o Índice de competitividade global, para 20 países, no período de 2001 a 2018. Os resultados revelam que a taxa de câmbio efetiva real é uma variável moderadora para as quatro variáveis do índice mundial de competitividade, mas a relação só é averiguada para metade dos países avaliados. Neste terceiro trabalho, a abordagem empírica é suportada por uma análise de dados de painel. Os três ensaios são rodados no *software* STATA 14.

**Palavras-chaves:** Taxa de câmbio de longo prazo; Produtividade total dos fatores; Índice de competitividade global; Séries de tempo; Dados de painel



# Abstract

This work is composed of three independent researches, however with themes that show constancy and relation between them. The first investigation examines the long-term exchange rate, considering purchasing power parity for 25 developing countries, admitting the United States of America as the base country. To test the models, the behavior of four different price indices are observed, for the period of 1960 - 2015, with annual frequency. From the projections performed, only four combinations corroborated the theory, not being possible to prove a favorable performance for PPP. The second study evaluates the long-term exchange rate from the perspective of the Balassa-Samuelson Effect. Original from purchasing power parity, it shows that the exchange rate can be explained by the relationship between the productivities of two countries. Thus, the relative purchasing power parity and total factor productivity are evaluated by applying a new classification for productivity, where some service sectors are considered tradable goods. The database is composed of 10 pairs of countries, with the United States of America as the base country, for the period between 1980 to 2007, finding that only a few countries corroborate the Balassa-Samuelson Effect. For the first two essays, time series analyzes were used. The third search evaluates whether productivity is explained by competitiveness and if the real effective exchange rate plays a moderating role on the four competitiveness variables, since it is possible to evaluate the losses or gains of competitiveness as a function of the exchange rate. It is applied the real effective exchange rate, the total factor productivity, and the world competitiveness index for 20 countries for the period from 2001 until 2018. The results show that the real effective exchange rate is a moderating variable for all variables, but only for half of the countries evaluated. In this third paper, the empirical approach is supported in a panel data analysis. The three essays are run on the *software* STATA 14.

**Keywords:** Long-term exchange rate; Total factor productivity; Wolrd competitiveness index; Time series; Panel data



# Lista de ilustrações

Figura 1 – Gráficos das Projeções dos países em desenvolvimento que corrobora a PPP . . . . .	39
Figura 2 – Efeito Balassa-Samuelson para o sistema 1 . . . . .	63
Figura 3 – Efeito Balassa-Samuelson para o sistema 2 . . . . .	66
Figura 4 – Efeito Balassa-Samuelson para o sistema 3 . . . . .	67
Figura 5 – o quadro do Índice de Competitividade Global . . . . .	76





# Lista de tabelas

Tabela 1 – Resultados do Testes de Cointegração de Johansen . . . . .	43
Tabela 2 – Grandes áreas econômicas segundo a classificação da World KLEMS .	55
Tabela 3 – Classificação para Bens Transacionáveis (TB) e Bens não transacionáveis (NT) . . . . .	56
Tabela 4 – VEC - <i>Vector error-correction models</i> . . . . .	60
Tabela 5 – Variáveis . . . . .	80
Tabela 6 – Correlação - tfp ep ge be i reer reerep reerge reerbe reeri . . . . .	86
Tabela 7 – Regressão e Painel - MODELO 1 - TFP EP GE BE I . . . . .	87
Tabela 8 – Teste de Sargan e e(rss) - MODELO 1 - TFP EP GE BE I . . . . .	88
Tabela 9 – Regressão e Painel - MODELO 2 - TFP GE BE I REEREP . . . . .	88
Tabela 10 – Teste de Sargan e e(rss) - MODELO 2 - TFP GE BE I REEREP . . .	89
Tabela 11 – VIF - MODELO 3 - TFP EP BE I REERGE . . . . .	89
Tabela 12 – Regressão e Painel - MODELO 3 - TFP BE REERGE . . . . .	90
Tabela 13 – Regressão e Painel - MODELO 4 - TFP EP GE I REERBE . . . . .	90
Tabela 14 – Teste de Sargan e e(rss) - MODELO 4 - TFP EP GE I REERBE . . .	90
Tabela 15 – Regressão e Painel - MODELO 5 - TFP EP GE BE REERI . . . . .	91



# Lista de abreviaturas e siglas

<b>ADF</b>	<i>Augmented Dickey-Fuller</i> ou Dickey-Fuller Aumentado
<b>AIC</b>	<i>Akaike Information criteria</i>
<b>AMECO</b>	<i>Macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs</i>
<b>APPP</b>	<i>Absolute Purchasing Power Parity</i> ou Paridade do poder de compra absoluta
<b>BCI</b>	<i>Business Competitiveness Index</i>
<b>BIC</b>	<i>Bayesian Information criteria</i>
<b>EAEPE</b>	<i>European Association for Evolutionary Political Economy</i>
<b>EC</b>	<i>European Commission</i> ou Comissão Europeia
<b>ERM</b>	<i>European Exchange Rate Mechanism</i> ou Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio
<b>EUA</b>	Estados Unidos da América
<b>GCI</b>	<i>Global Competitiveness Index</i>
<b>GHP</b>	Teste Geweke e Porter-Hudak
<b>GMM</b>	<i>Generalized Method of Moment</i> ou Método de Momentos Generalizados
<b>G-7</b>	<i>Group of Seven</i>
<b>IAMB</b>	<i>International Academy of Management and Business</i>
<b>IMD</b>	<i>International Institute for Management Development</i> ou Instituto Internacional de Desenvolvimento de Gestão
<b>IMF</b>	<i>International Monetary Fund</i>
<b>IPA</b>	Índice de preços ao atacado
<b>IPBC</b>	Índice de preços de bens comercializados
<b>IPC</b>	Índice de preços ao consumidor
<b>IPP</b>	Índice de preço ao produtor

<b>IPV</b>	Índice de preços ao varejo
<b>KLEMS</b>	<i>Capital, Labor, Energy, Material and Service</i>
<b>LOOP</b>	<i>Law of one price</i> ou Lei do preço único
<b>MFP</b>	<i>Multi-factor productivity</i> ou produtividade multifatorial
<b>MQO</b>	Mínimos quadrados ordinários
<b>NACE</b>	<i>Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté Européenne</i> ou Nomenclatura estatística de atividade econômica na Comunidade Europeia
<b>NIPA</b>	<i>National Income and Product Accounts</i>
<b>OECD</b>	<i>Organisation for Economic Co-operation and Development</i> ou Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
<b>OLS</b>	<i>Ordinary least squares</i>
<b>PIB</b>	Produto interno bruto
<b>P&amp;D</b>	Pesquisa e desenvolvimento
<b>PPC</b>	Paridade do poder de compra
<b>PPI</b>	<i>Producer price index</i>
<b>PPP</b>	<i>Purchasing Power Parity</i>
<b>PPPR</b>	Paridade do poder de compra relativa
<b>PTF</b>	Produtividade total dos fatores
<b>RER</b>	<i>Real exchange rate</i> ou taxa de câmbio real
<b>REER</b>	<i>Real effective exchange rate</i> ou taxa de câmbio efetivo real
<b>RPI</b>	<i>Retail (or consumer) Price Index</i>
<b>RPPP</b>	<i>Relative purchasing power parity</i> ou Paridade do poder de compra relativa
<b>SIC</b>	<i>Standard Industrial Classification</i>
<b>TFP</b>	<i>Total factor productivity</i>
<b>UE</b>	União Europeia

<b>ULC</b>	<i>Unit labour costs</i> ou custos unitários do trabalho
<b>USA</b>	<i>United States of America</i>
<b>VAR</b>	<i>Vector autoregression</i> ou Vetores Autorregressivos
<b>VEC</b>	<i>Vector error-correction</i> ou Vetor de correção de erros
<b>VECM</b>	<i>Vector error correction model</i> ou Correção de erros dos vetores de cointegração
<b>VIF</b>	<i>Variance Inflation Factor</i> ou fatores de inflação de variância
<b>WCC</b>	<i>World Competitiveness Center</i> ou Centro Mundial de Competitividade
<b>WCR</b>	<i>World Competitiveness Ranking</i> ou Ranking Mundial de Competitividade
<b>WEF</b>	<i>World Economic Forum</i>
<b>WPI</b>	<i>Wholesale Price Index</i>



# Sumário

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>23</b>
<b>1.1</b>	<b>Alguns fatores que influenciam no crescimento econômico</b>	<b>23</b>
<b>1.2</b>	<b>Estrutura da tese</b>	<b>25</b>
1.2.1	Capítulo 2	26
1.2.2	Capítulo 3	26
1.2.3	Capítulo 4	27
<b>2</b>	<b>PARIDADE DO PODER DE COMPRA PARA PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO</b>	<b>29</b>
<b>2.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>29</b>
<b>2.2</b>	<b>A paridade do poder de compra</b>	<b>31</b>
2.2.1	Índices de preço	34
<b>2.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>36</b>
2.3.1	Base de dados e variáveis	36
2.3.2	Abordagem empírica	37
<b>2.4</b>	<b>Análise dos resultados</b>	<b>38</b>
<b>2.5</b>	<b>Conclusão</b>	<b>41</b>
<b>2.6</b>	<b>Apêndice A</b>	<b>43</b>
2.6.1	Testes de Cointegração de Johansen	43
<b>3</b>	<b>TAXA DE CÂMBIO DE LONGO PRAZO SOB A PERSPECTIVA DO EFEITO BALASSA-SAMUELSON</b>	<b>45</b>
<b>3.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>45</b>
<b>3.2</b>	<b>Revisão da literatura</b>	<b>47</b>
3.2.1	O Efeito Balassa-Samuelson	48
3.2.2	Bens comercializáveis e bens não comercializáveis	50
3.2.3	Produtividade	52
<b>3.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>54</b>
3.3.1	Base de Dados	54
3.3.2	Modelo Estimado	56
<b>3.4</b>	<b>Resultado dos Testes</b>	<b>58</b>
<b>3.5</b>	<b>Conclusão e Considerações finais</b>	<b>69</b>
<b>4</b>	<b>PRODUTIVIDADE E COMPETITIVIDADE: A TAXA DE CÂMBIO REAL DESEMPENHA UM PAPEL MODERADOR?</b>	<b>71</b>
<b>4.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>71</b>

<b>4.2</b>	<b>Definições e relações: Produtividade, Competitividade e Taxa de câmbio real</b> . . . . .	<b>73</b>
4.2.1	Produtividade . . . . .	73
4.2.2	Competitividade . . . . .	74
4.2.3	Taxa de câmbio . . . . .	76
4.2.4	Produtividade, Competitividade e Câmbio . . . . .	76
<b>4.3</b>	<b>Metodologia</b> . . . . .	<b>80</b>
4.3.1	Base de dados . . . . .	80
4.3.2	Métodos . . . . .	81
4.3.3	Resultados e discussão . . . . .	85
4.3.4	Considerações finais . . . . .	93
	<b>REFERÊNCIAS</b> . . . . .	<b>95</b>



# 1 Introdução

## 1.1 Alguns fatores que influenciam no crescimento econômico

A humanidade está passando por um processo de extrema globalização, levando a uma crescente integração das economias e das sociedades entre os países. Esse processo que vem acontecendo desde o começo do século XX, tem conduzido a uma permuta de mercadorias, serviços, mercados financeiros e à difusão de informações. O aumento da globalização nos mercados financeiros é fundamental para explicar como o movimento internacional ocorre entre países (HEATHCOTE; PERRI, 2002). Boa parte dessas trocas dependem da paridade cambial entre países, especialmente porque a taxa de câmbio é muito mais efetiva em determinar a inflação de preços do que as taxas de juros, pois, influencia praticamente todos os preços de uma economia, seja uma empresa de pequeno ou grande porte, bem como o consumidor final. Edwards (2006) enfatiza que taxa de câmbio é uma das variáveis macroeconômicas mais importantes que pode ser estudada, uma vez que afeta inflação, exportações, importações e a atividade econômica de um país e entre países.

Por isso taxa de câmbio é um elemento crucial para o crescimento de uma economia, pois, uma taxa de câmbio estável pode auxiliar em um prolongado período de crescimento econômico, ao passo que uma taxa de câmbio instável é capaz de reverter qualquer processo de crescimento. Cassel (1916), foi o primeiro a desenvolver empiricamente uma teoria de taxa de câmbio, que ele denominou de *Purchasing Power Parity* (PPP) ou teoria da paridade do poder de compra (PPC) como alternativa para o padrão-ouro usando elementos da teoria quantitativa da moeda e considerando a *law of one price* ou lei de um preço ou lei do preço único (CASSEL, 1916). Dentre os modelos de taxa de câmbio existentes, os mais difundidos são a abordagem monetária de Frenkel (1976) e Mussa (1976); a abordagem de portfólio de Kouri e Porter (1974) e o modelo de *overshooting* ou ultrapassagem de Dornbusch (1976a), Dornbusch (1976b).

Um outro agente que desempenha um papel crítico sobre o crescimento econômico é a produtividade (SOLOW, 1957; ROMER, 1986), que afeta os movimentos cambiais (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; OECD, 2001; DOAN; GENTE, 2013; ROSSI, 2013) e a diferença de renda entre os países per capita. Por conseguinte produtividade gera retorno econômico por unidade de entrada, essa pode ser medida com as horas de trabalho (produtividade do trabalho) ou todos os fatores de produção, incluindo trabalho, máquinas e energia; por unidade de saída (MOORSTEEN, 1961; DAHLSTRÖM; EKINS, 2005; SYVERSON, 2011; ATKINSON, 2013; MULLEN; KEOGH et al., 2013; INKLAAR; TIMMER, 2013; COLTORTI; VENANZI, 2017; PETERS et al., 2018).

Uma das formas mais conhecidas para se calcular produtividade é a função Cobb-Douglas (SOLOW, 1956), que partindo da quantidade de trabalho e capital envolvidos em uma determinada instância, consegue fazer previsão do produto com alguma precisão (BROWN, 1957). No entanto Brown (1957) salienta que a força de trabalho, o estoque de capital e o produto resultante, obtidos por censos de produção para uma série de indústrias, provavelmente está tão correlacionado entre si que pouca confiança pode ser depositada nos coeficientes de uma Cobb-Douglas. Ao longo do tempo foram desenvolvidas outras formas de se calcular produtividade, como o produto interno bruto (PIB) dividido por horas trabalhadas (OECD, 2001; BASSO, 2008); o *multi-factor productivity* (MFP) ou produtividade multifatorial (OECD, 2001; NICOLETTI; SCARPETTA, 2003; SAHAY, 2005; JORGENSEN; KURODA; MOTOHASHI, 2007; ROSSI, 2013) e *total factor productivity* (TFP) ou produtividade total dos fatores (PTF), que utiliza *inputs* e *outputs* (ABRAMOVITZ, 1956; SOLOW, 1956; YOUNG, 1991; BARTELSMAN; DOMS, 2000; LEE; TANG, 2007; INKLAAR; TIMMER; ARK, 2007; JORGENSEN; KURODA; MOTOHASHI, 2007; KOSZEREK et al., 2007; BURDA; SEVERGNINI, 2009; O'DONNELL, 2010; SYVERSON, 2011; ROSSI, 2013; MULLEN; KEOGH et al., 2013; ATKINSON, 2013; INKLAAR; TIMMER, 2013; YENOKYAN; SEATER; ARABSHAHI, 2014; ARK, 2014; FEENSTRA; INKLAAR; TIMMER, 2015; HOTTENROTT; REXHÄUSER; VEUGELERS, 2016; ARK; JÄGER, 2017; BURDA; SEVERGNINI, 2018).

Quando um país ou uma empresa apresenta uma produtividade superior, avalia-se a competitividade, seja em termos de custos mais baixos do que os concorrentes, seja na capacidade de oferecer produtos com valor superior mas que justifiquem esse preço *premium* (PORTER; LINDE, 1995). Na ocasião de uma competição entre países ou empresas, o preço de mercado subirá mais ou menos acima do preço natural, de acordo com a grandeza da deficiência, ou com a riqueza e o luxo arbitrário dos concorrentes, que animam mais ou menos a ânsia de competir entre si (SMITH, 1817). Diante disso Bloom e Reenen (2007) apontam a importância de olhar para a competitividade no mercado de produtos frente ao aumento da produtividade.

A competitividade deve ser definida como a “habilidade para criar bem-estar”, em que qualquer aplicação abrangente desse conceito deve incluir uma avaliação de saída e uma avaliação de processo (AIGINGER, 2006). Solow (1957) acrescenta que é importante escolher pesos para se computar uma entrada e as saídas agregadas de recursos de fatores competitivos. Krugman (1994), Aiginger (2006) salientam que a produtividade não é a única fonte de competitividade de processos nem o único indicador de competitividade de resultados. Com isso, considerando que a taxa de câmbio real (RER)<sup>1</sup> mensura a variação relativa do nível geral de preços de um país face ao resto do mundo, quando ocorre uma variação positiva ou negativa da RER, significa um aumento ou decréscimo de

---

<sup>1</sup> RER - *Real exchange rate*

competitividade do país em análise, uma vez que se a taxa de câmbio real se eleva ou se reduz, significa que os preços sobem ou diminuem de forma mais significativa nos outros países, assim os bens produzidos pelo país em análise tornaram-se mais baratos ou caros relativamente, podendo-se observar um ganho ou uma perda de competitividade.

Ao longo das últimas décadas alguns índices de competitividade foram desenvolvidos. Os mais difundidos são o *Doing Business Index* (DJANKOV et al., 2004), o *Index of Economic Freedom* (MILLER; KIM; HOLMES, 2015), o *Growth Competitiveness Index* com enfoque macroeconômico (MCARTHUR; SACHS et al., 2001), o *Business Competitiveness Index* (BCI) com abordagem microeconômica (PORTER; KETELS; DELGADO, 2007) e o *Global Competitiveness Index* (GCI) que considera elementos micro e macroeconômicos (SCHWAB; MARTIN, 2010; SCHWAB; MARTIN, 2018).

Existem muitas evidências empíricas gerais, com diferentes instrumentos e uma combinação consistente que mostram e tentam corroborar como taxa de câmbio pode se relacionar com produtividade ou/e com competitividade, ou a relação dessas duas últimas variáveis, embora estas três variáveis presentes em uma pesquisa seja uma abordagem extremamente rara.

## 1.2 Estrutura da tese

Esta tese foi desenvolvida com o intuito de efetivar o requisito de conclusão do curso de doutorado em administração de empresas com ênfase em finanças e obtenção da dupla titulação de Doutor em Administração de Empresas com titulação na Universidade Presbiteriana Mackenzie, em São Paulo, e na Universidade da Beira Interior, em Covilhã, Portugal.

Esta pesquisa é composta por três artigos individuais, que consistem nos capítulos centrais 2, 3 e 4. Cada capítulo lança luz sobre a dinâmica do conhecimento ao averiguar o comportamento da taxa de câmbio no longo prazo sobre perspectivas distintas. Todos os artigos são empíricos. O Capítulo 2 parte do modelo clássico da teoria da paridade do poder de compra ou *purchasing power parity theory* e avalia seu comportamento em países em desenvolvimento. O Capítulo 3 examina o modelo proposto por Balassa (1964) e Samuelson (1964) ponderando o comportamento da taxa de câmbio de fim de período dando ênfase à produtividade, todavia consideravam fatores inexpressivos na época, e aplica-se uma abordagem minuciosa de classificação para bens comercializáveis e não comercializáveis. O Capítulo 4 averigua o efeito moderador da taxa de câmbio efetiva real sobre a Produtividade Total dos Fatores ou *Total factor productivity* e o *Global Competitiveness Index* ou Índice de Competitividade Global (IGC).

### 1.2.1 Capítulo 2

O capítulo dois, “Paridade do poder de compra para países em desenvolvimento” busca avaliar a taxa de câmbio no longo prazo sobre o modelo da paridade do poder de compra (PPC) ou *purchasing power parity theory* (PPP) para países em desenvolvimento. Os testes foram aplicados para 7 países da América, 8 da África, 5 da Ásia e 5 do Oriente Médio, tendo os Estados Unidos como país base.

Para testar os modelos, foram utilizados o índice de preços ao consumidor, o deflator implícito do PIB, o índice de preço ao atacado ou *wholesale price index* e as taxas de câmbio foram as de final de período para o período de 1960 a 2015, com frequência anual. Aplicou-se *Vector error-correction* (VEC), usando o *software* STATA-14. Das projeções executadas, apenas quatro combinações corroboraram a teoria, logo é possível dizer que não se conseguiu corroborar a PPP para países em desenvolvimento.

Um rascunho anterior deste capítulo foi apresentado no International Academy of Management and Business - The 22nd IAMB Conference - London - 2016.

### 1.2.2 Capítulo 3

O capítulo três, “Taxa de câmbio de longo prazo sob a perspectiva do Efeito Balassa-Samuelson” intenciona investigar o Efeito Balassa-Samuelson, partindo da teoria da paridade do poder de compra (PPC) ou *purchasing power parity theory* (PPP) essa teoria considera que a taxa de câmbio pode ser explicada pela relação entre as produtividades de bens transacionáveis e bens não transacionáveis de dois países, ao examinar o comportamento da taxa de câmbio no longo prazo.

Na análise utiliza-se a paridade do poder de compra relativa (PPPR) e a produtividade total dos fatores. Todavia, diferindo de outras pesquisas, aplica-se em TFP uma classificação diferente para bens transacionáveis, que inclui dados de alguns setores de serviços. A base de dados é composta por 10 pares de países, usando os Estados Unidos como país base, para o período de tempo de 1980 até 2007.

A abordagem empírica é suportada em uma análise de séries de tempo, usando cointegração de Johansen, teste de raízes unitárias, VAR e VEC. Os resultados sugerem que as séries cointegram e são estacionárias em primeira diferença, ao nível de 5%. Para o sistema com TFP, as variáveis da Bélgica e da França cointegram e para as séries com bens transacionáveis as variáveis da Bélgica, França e Holanda cointegram. Nos modelos VEC, somente as séries de taxa de câmbio são significativas, no entanto nenhum dos sistemas evidenciou que a estabilização do sistema ocorre via mecanismo de correção de erros, não validando a teoria.

### 1.2.3 Capítulo 4

O capítulo quatro, “Produtividade e competitividade: A taxa de câmbio real desempenha um papel moderador?”<sup>2</sup> parte do pressuposto de que em um mundo em que as economias estão cada vez mais conectadas umas com as outras, devido à globalização, a competitividade internacional tornou-se um fator cada vez mais importante para as organizações, se considerado do ponto de vista microeconômico, e/ou para países, se considerado sob uma abordagem macroeconômica.

Para esse estudo, que é baseado em uma visão macroeconômica, a competitividade internacional está relacionada com a produtividade de um país, de tal modo que produtividade é um elemento relevante para determinar competitividade, por ser um fator de sobrevivência e um dos principais contribuintes para o crescimento e a expansão das relações ao longo do tempo. A produtividade do país também interfere nos movimentos das taxas de câmbio, ao impulsionar mudanças econômicas externas e internas, podendo causar apreciação ou depreciação da taxa de câmbio efetivo real. Isso ocorre porque a taxa de câmbio efetivo real é um indicador de competitividade internacional para um país, com movimentos fortemente influenciados ao longo do tempo. Portanto, é possível avaliar as perdas ou ganhos de competitividade em função da taxa de câmbio.

O objetivo desta pesquisa consiste em aferir o efeito moderador da taxa de câmbio efetivo real sobre a Produtividade total dos fatores e o Índice de competitividade global (ICG) que consiste em quatro variáveis: Performance econômica, Eficiência governamental, Eficiência comercial e Infraestrutura. A base é composta por 20 países, no período de 2001 a 2018. A abordagem empírica é sustentada por uma análise de dados de painel, com Mínimos quadrados ordinários (MQO) ou *Ordinary least squares* (OLS), em que painel de efeito fixo e aleatório foram executados. Foram aplicados os testes de robustez de Chow, Hausman e Breusch-Pagan. Além disso, uma abordagem de painel dinâmico foi executada e aplicou-se o teste de Sargan.

Com os modelos desenvolvidos, foram investigadas as relações entre a produtividade total dos fatores e as variáveis que compõem o Rankings de Competitividade Mundial do IMD. Além disso, a taxa de câmbio efetiva real foi utilizada como variável moderadora em termos das relações relativas às variáveis que compõem o Rankings de Competitividade Mundial. Os resultados revelam que a taxa de câmbio efetiva real é uma variável moderadora para todas as quatro variáveis do índice mundial de competitividade, mas não para todos os países avaliados.

Uma versão deste capítulo será apresentada no 30<sup>th</sup> EAEPE - European Association for Evolutionary Political Economy conference - Nice - 2018.

---

<sup>2</sup> Desenvolvido durante o período de cotutela com o professor João Leitão, da Universidade da Beira Interior em Portugal, possui palavras em português de Portugal.



## 2 Paridade do poder de compra para países em desenvolvimento

### 2.1 Introdução

Taxa de câmbio é uma das variáveis macroeconômicas mais importantes e duradouras na economia, segundo Soofi (1998) e Edwards (2006), uma vez que afeta inflação, exportações, importações e a atividade econômica de um país e entre países. Cassel (1916) afirma que a taxa de câmbio entre dois países é determinada pelo quociente entre os níveis gerais de preços nos dois países. Copeland (2008) conjectura que um dos modelos de taxa de câmbio de longo prazo mais estudados na economia é o Purchasing Power Parity (PPP), que apresenta resultados ambíguos, pois na maioria dos testes, não corrobora a teoria.

Baharumshah, Tze-Haw e Fountas (2008) afirmam que no longo prazo PPP é um pressuposto fundamental das teorias modernas de taxas de câmbio e modelos macroeconômicos de economia aberta. Todavia Cassel (1918) adverte que caso o comércio entre os dois países seja mais difícil para um do que para o outro, a taxa de câmbio vai se desviar de sua paridade do poder de compra.

Para Edwards (1989), Rogoff (1996) acreditam que uma série de evidências de que taxas de câmbio reais e taxas de câmbio nominais ajustadas para as diferenças nos níveis de preços nacionais tendem à paridade de poder de compra em longo prazo. Dornbusch (1982) alega que políticas cambiais orientadas para a paridade do poder de compra têm sido amplamente adotadas entre os países em desenvolvimento como uma forma de avaliar o setor de comércio exterior, embora seja aplicada também em países desenvolvidos.

Avaliando a teoria da PPP, usando taxa de câmbio real para Japão, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Sri Lanka, Tailândia, Alemanha, Estados Unidos da América (EUA)<sup>1</sup> e Austrália, no período de 1974 à 1997, com dados trimestrais, Aggarwal, Montanes e Ponz (2000) provam que PPP se mantém para os países asiáticos, usando (IPC)<sup>2</sup> e (IPP)<sup>3</sup>, no entanto, para os não asiáticos a teoria não é confirmada (AGGARWAL; MONTANES; PONZ, 2000).

Enders e Chumrusphonlert (2004) avaliaram a PPP com taxas de câmbio nominal médio e IPC, com dados mensais, para Hong Kong, Indonésia, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia, usando o Japão e os EUA como países base em relação no período de janeiro de 1973 até julho de 2001, com Filipinas com dados até junho de 2001; Malásia

---

<sup>1</sup> USA - *United States of America*

<sup>2</sup> CPI - *Consumer price index*

<sup>3</sup> PPI - *Producer price index*

com dados até abril de 2001; Indonésia com dados até dezembro de 2000 e Hong Kong com dados até junho de 2001. Evidências de que PPP se mantém são encontradas para o Japão, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas e Tailândia, empregando os EUA como base, e a exceção é o Japão (ENDERS; CHUMRUSPHONLERT, 2004).

Observando dois subperíodos, de 1976.1 até 1997.6 e 1997.7 até 2002.9, Baharumshah, Tze-Haw e Fountas (2008) estudaram a paridade do poder de compra usando as taxas de câmbio nominais e CPI, consideraram Japão e EUA como países base, para avaliar a paridade com Coreia do Sul, Tailândia, Indonésia, Malásia, Singapura e Filipinas, não encontraram evidências suficientes para sustentar a PPP (BAHARUMSHAH; TZE-HAW; FOUNTAS, 2008).

Para testar a PPP absoluta para os EUA, Japão, Canadá, México e Reino Unido, Hong e Phillips (2010) usaram taxas de câmbio nominais, com IPC, IPP e IPA<sup>4</sup>, janeiro de 1971 até dezembro de 2004, exceto a série de IPP do México, que começa em janeiro de 1981. O teste do ADF nos EUA-Canadá e EUA-Japão não encontra evidências de qualquer relação de cointegração linear entre a taxa de câmbio nominal e a razão entre os níveis de preços (PPP absoluto) com CPI ou PPI, ao contrário do teste do ADF, o teste do KPSS (KWIATKOWSKI et al., 1992)<sup>5</sup> encontra muitas relações de cointegração linear, como no caso dos EUA - Reino Unido (HONG; PHILLIPS, 2010).

Analisando a paridade do poder de compra para vários membros da Organização dos Países Produtores de Petróleo, Soofi (1998) usou o teste de Geweke e Porter-Hudak (1983)(GPH)<sup>6</sup> e encontrou que os modelos de paridade do poder de compra para a Argélia, Equador, Arábia Saudita e Venezuela cointegram, mas o teste ADF mostra o contrário. Frenkel (1981) concluiu que a taxa de câmbio dos países do G-7<sup>7</sup> durante 1970 não apoiou a previsão da teoria da PPP.

Liu (1992) testou a PPP para nove países da América Latina em comparação com EUA e concluiu que a teoria corrobora nos casos estudados. Xu (2003) testou a PPP entre os EUA e Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Coréia, Holanda e Reino Unido, do primeiro trimestre de 1974 ao último trimestre de 1997, usando IPC, IPP e o índice de preços dos bens comercializados, e rejeitou todas as hipóteses. Cheung e Lai (1993) mostram que PPP a longo prazo entre os EUA e o Reino Unido, França, Alemanha, Suíça e Canadá é suportada com base no teste de cointegração de Johansen (1995).

Considerando todos esses fatores, esta pesquisa difere das demais por procurar

<sup>4</sup> IPA - Índice de preços por atacado ou WPI - *Wholesale Price Index*

<sup>5</sup> KPSS - Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

<sup>6</sup> O teste de Geweke e Porter-Hudak (1983) usa o estimador semiparamétrico do parâmetro fracionário do modelo ARFIMA, sendo uma versão de *bootstrap*, através de ensaios de Monte Carlo, apresentando maior poder que o teste ADF (*Augmented Dickey Fuller*) (DICKEY; FULLER, 1979) para raízes unitárias, quando a hipótese alternativa é fracionária.

<sup>7</sup> G-7 - *Group of Seven*



analisar se a PPP se mantém no longo prazo para 25 países em desenvolvimento ao redor do mundo, não se concentrando em um continente especificamente, como é corriqueiro na literatura. Além disso, as pesquisas geralmente averiguam a validade da PPP aplicando um ou dois índices de preço, nesta investigação são aplicados 4 índices de preço, para o período de 1960 a 2015 para todos os países, com dados anuais. A seguir, a Seção 2.2 expõe a revisão a literatura para a paridade do poder de compra e os diversos índices de preços; a Seção 2.3 apresenta a base de dados, as variáveis e abordagem econométrica; a Seção 2.4 exhibe a análises dos resultados e a Seção 2.5 propõe a conclusão.

## 2.2 A paridade do poder de compra

*Purchasing Power Parity* (PPP) foi desenvolvida como alternativa ao padrão-ouro usando elementos da teoria quantitativa da moeda e considerando a lei do preço único ou *law of one price* (LOOP) (CASSEL, 1918).

Cassel (1916), Frenkel (1979), Frenkel (1980), Frenkel (1981), Dornbusch (1987), Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994), Rogoff (1996), Sarno e Taylor (2002), Moosa (2006), Visser (2006), Rossi (2013) afirmam que no longo prazo a taxa de câmbio nominal deve refletir os preços relativos de duas moedas, pois segundo Cassel (1916, 1918, 1922, 1928a, 1928b, 1932, 1933, 1967), Macrosty (1930), Houthakker (1978), Frenkel (1979), Frenkel (1980), Frenkel (1981), Dornbusch (1987), Edwards (1989), Rogoff (1996), Sarno e Taylor (2002), Xu (2003), Marçal, Pereira e Filho (2003), Visser (2006), Wadsley e Felmingham (2007), Famá e Chaia (2010), Hong e Phillips (2010), Marçal (2011), Rossi (2013), PPP mostra que o nível de preço em um país, convertido para a moeda de um segundo país, pela taxa de câmbio nominal, deve ser igual ao nível de preços do segundo país, para que uma unidade de moeda no primeiro país tenha o mesmo poder de compra que o segundo país, assim:

$$e = P/P^* \tag{2.1}$$

$$P = e.P^* \tag{2.2}$$

Dornbusch (1987), Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994) comentam que  $P$  e  $P^*$  são os índices de preços dos bens comercializáveis em países distintos e  $e$  a taxa de câmbio nominal, que é a quantidade de moeda local necessária para a compra de uma unidade da moeda estrangeira. Todavia quando a taxa de câmbio nominal é ajustada devido a mudanças nos níveis de preços, Strauss (1996) diz que se obtém a taxa de câmbio real, essa para Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994), é um indicador da competitividade relativa

entre dois ou mais países, onde se compara o preço dos bens estrangeiros em termos de bens nacionais.

Assim, para Frenkel (1979), Frenkel (1980), Frenkel (1981), Dornbusch (1987), Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994) e Vasconcelos (2004), a taxa de câmbio real ( $\theta$ ) entre dois países pode ser formalmente representada pela taxa de câmbio nominal corrigida pela razão dos preços relativos:

$$\theta = \frac{e.P^*}{P} \quad (2.3)$$

$$\theta = \hat{e} + P^* - \hat{P} \quad (2.4)$$

Por depender de certos pressupostos e enquanto estes pressupostos não forem satisfeitos, Cassel (1928b) diz que as taxas de câmbio atuais podem desviar-se daquelas que representam a paridade do poder de compra, então, além de considerar os princípios da lei do preço único, Cassel (1918), Cassel (1922), Cassel (1928a), Cassel (1932) afirma que a PPP tem como convicção que toda variação na relação dos poderes de compra entre duas moedas, que advém de uma posição inicial de equilíbrio, provoca uma alteração da taxa de câmbio.

Qualquer alteração no poder de compra interno de uma moeda têm uma influência maior sobre as taxas de câmbio do que qualquer outro tipo de alterações nas condições reais em que o comércio internacional se desenvolve (CASSEL, 1932), portanto, o aumento dos preços internos causa uma conseqüente elevação do valor de troca de moedas estrangeiras (MACROSTY, 1930). Analisando a teoria quantitativa da moeda, as mudanças na quantidade de moeda em circulação em um país de origem produzem alterações no poder de compra dessa moeda, o que reflete nos preços internos e que também gera mudanças na taxa de câmbio (CASSEL, 1967), embora Keynes (1923), Angell et al. (1926), Samuelson (1948) e Balassa (1964) digam que existem canais de causalidade recíproca entre índice de preços e taxa de câmbio.

Ao desenvolver empiricamente a PPP, Cassel (1918) distinguiu a PPP absoluta (APPP)<sup>8</sup> da PPP relativa (RPPP)<sup>9</sup>. Na APPP a taxa de câmbio nominal de um país é determinada pela relação entre os níveis gerais de preços de dois países (CASSEL, 1916; HOUTHAKKER, 1978; SOOFI, 1998; ROGOFF, 1996; SARNO; TAYLOR, 2002; TAYLOR, 2001; PAPELL; PRODAN, 2003; COPELAND, 2008).

Soofi (1998), Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994), MacDonald (2007) definem que na PPP absoluta, a razão entre preços de bens de consumo para qualquer país se aproxima da taxa de câmbio de equilíbrio. Logo, ao verificar a Paridade do poder de compra absoluta

<sup>8</sup> APPP - *Absolute Purchasing Power Parity*

<sup>9</sup> RPPP - *Relative purchasing power parity*

e relativa, Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994) evidenciam que a taxa de câmbio real ( $\theta$ ) será constante e igual, refletindo capacidades competitivas idênticas entre os países, em qualquer momento do tempo.

Portanto, Edwards (1989), Soofi (1998), MacDonald e Taylor (1992, 1994), Sarno e Taylor (2002), Marçal, Pereira e Filho (2003), MacDonald (2007) demonstram que no instante  $t$  a taxa de câmbio real ( $\theta$ ) é:

$$\theta_t = e_t - p_t + p_t^* = 0 \quad (2.5)$$

Com  $e_t$  como taxa de câmbio nominal,  $p_t$  e  $p_t^*$  como nível de preços do país de origem e estrangeiro no instante  $t$ . Assim APMP medida pela razão dos níveis de preços, a uma taxa de câmbio em um momento qualquer  $t$ , sustenta os fatores monetários (MACDONALD; TAYLOR, 1994; MACDONALD, 2007). Entretanto, é difícil determinar, de acordo com Rogoff (1996), Sarno e Taylor (2002), MacDonald (2007), se uma mesma cesta de bens está disponível em países distintos, sendo mais comum se testar a RPPP, por suportar variações percentuais da taxa de câmbio ao longo de um período, compensando a diferença das taxas de inflação nos países avaliados em um mesmo período de tempo.

Assim sendo, Rogoff (1996) acrescenta que no caso da PPP absoluta se manter, então PPP relativa deve também se sustentar, todavia, se PPP relativa é mantida, não necessariamente a PPP absoluta é preservada, uma vez que é possível que as alterações comuns nas taxas de câmbio nominais aconteçam em diferentes níveis de poder de compra para as duas moedas.

Outro fator que dificulta estabelecer a PPP absoluta é que os dados necessários são esporadicamente recolhidos (ROGOFF, 1996). MacDonald e Taylor (1992, 1994), MacDonald (2007) acresce que para construção da APMP, usam-se níveis gerais de preços das mercadorias, mas, para testar a PPP, são empregados índices em vez de níveis. Prontamente, para Cassel (1922, 1928a, 1928b, 1932), Soofi (1998), Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994), Lucinda, Holland e Gala (2008) a RPPP é:

$$\hat{P} = \hat{e} + \hat{P}^* \quad (2.6)$$

$$\hat{e} = \hat{P} - \hat{P}^* \quad (2.7)$$

Considerando que todos os valores são apresentados em índices:  $\hat{e}$  é a taxa de câmbio nominal;  $P$  e  $P^*$  é são os índices de preços do país de origem e estrangeiro.

MacDonald e Taylor (1992, 1994), Marçal, Pereira e Filho (2003), MacDonald (2007) lembram que na RPPP existem dois índices de preços ( $P$  ou  $p$  interno e  $P^*$  ou

$p^*$  externo), compostos por bens transacionáveis e com uma estrutura de pesos e bens, demonstrada pela equação 2.8:

$$\Delta e_t = \Delta p_t + \Delta p_t^* \quad (2.8)$$

Lembrando que  $\Delta$  representa o operador de diferença entre duas variáveis. Na visão de Macdonald e Taylor (1994), MacDonald (2007), a RPPP indica que países com inflação relativamente alta irão experimentar uma depreciação na moeda, diante disto, comparado com APPP, a PPP relativa é incontestável; embora a PPP absoluta muitas vezes apareça em modelos teóricos, apenas a PPP relativa pode realmente ser testada (COPELAND, 2008).

Na RPPP toda a variação na relação dos poderes de compra entre duas moedas, partindo de uma posição de equilíbrio, provocará uma alteração da taxa de câmbio (MACDONALD; TAYLOR, 1992; MACDONALD; TAYLOR, 1994; RIVERA-BATIZ; RIVERA-BATIZ, 1994; MACDONALD, 2007).

Papell e Prodan (2003) expõe que a RPPP, é enfatizada pela arbitragem ao longo do tempo, pois a taxa de câmbio irá se ajustar para compensar os diferenciais de inflação entre países. Para Copeland (2008), na PPP relativa a taxa de inflação de um país só pode ser maior ou menor do que de outro país na medida em que a sua taxa de câmbio se deprecia ou aprecia.

### 2.2.1 Índices de preço

A maioria das dificuldades para se especificar e medir as inúmeras características de qualidade das propriedades reais pode ser evitada considerando a importância de um índice de preço explica Bailey, Muth e Nourse (1963). Isso porque segundo Boskin e Jorgenson (1997) os índices de preços (por exemplo IPC) apresentam entradas nas contas de rendimento nacional, por conseguinte, um IPC sobreavaliado implica que o crescimento real do PIB tenha sido subestimado.

Para Moulton (1996), algumas componentes do índice de preço ao produtor também são usados para deflacionar componentes das contas nacionais, pois o índice de preço ao consumidor é projetado para medir mudanças nos custos de compra de uma cesta fixa de bens e serviços representando padrões médios de consumo durante o um período de tempo específico.

Como explicado anteriormente por MacDonald (1994, 2007), Sarno e Taylor (2002), a literatura tem se voltado para testes da RPPP, por considerar que as alterações nos níveis de preços relativos sejam equilibradas por mudanças nas taxas de câmbio.

Frenkel (1979) que testou as duas versões da paridade do poder de compra, usando

índices de preços distintos, observou que para RPPP os índices são independentes, mas na APPP, o tipo de medida dos preços alterou as conclusões para algumas das taxas de câmbio avaliadas. Desta forma, Samuelson (1964) e Cassel (1967) dizem que a oferta e demanda na economia de troca de fatores de produtividade exerce uma influência fundamental sobre os preços, logo, é importante avaliar os diferentes índices de preços aplicáveis na paridade do poder de compra.

As correntes teóricas divergem sobre os fundamentos para índice de preços: na teoria marginalista os preços buscam maximizar lucros; na teoria marxista derivam da quantidade de trabalho necessário para produzi-los; para Keynes (1923) os preços provêm de aplicações de margens sobre os custos de produção; na teoria sraffiana os preços decorrem de uma teoria do excedente de produção, mensurados em termos de uma mercadoria padrão, sem a necessidade da teoria do valor do trabalho.

Cassel (1928b) e Yeager (1958) acreditam que a paridade do poder de compra refere-se ao valor interno das moedas envolvidas e as variações no seu valor só podem ser medidas por um índice geral de preço que representa o conjunto de mercadorias comercializadas no país. De acordo com Officer (1976), os preços de fatores de produtividade substituem os dos bens, bem como o custo unitário do trabalho na indústria e na taxa salarial. Segundo Artus e Knight (1984), é uma vantagem, pois a estrutura de preços no mercado de fatores em um país tende a mudar mais lentamente do que a estrutura de preços no mercado de bens.

Na percepção de Balassa (1964), Samuelson (1964) e Sarno e Taylor (2002), o índice mais empregado para a paridade do poder de compra relativa é o IPC, por abranger mudanças na competitividade e incluir um amplo conjunto de bens, além de ter publicação periódica de dados confiáveis em quase todos os países, mas Edwards (1989), Soofi (1998), Sarno e Taylor (2002), Xu (2003) acreditam que IPC é uma *proxy* pobre pois seu cálculo envolve grandes quantidades de bens não comerciáveis e diferentes cestas de bens em países distintos, o que leva a resultados empíricos enganosos (XU, 2003).

Os índices mais adequados para Copeland (2008) são o *Retail (or consumer) Price Index* (RPI) ou índice de Preços no Varejo (IPV), suprido pelo IPC, que é baseado em uma amostra de preços em lojas e outros estabelecimentos de varejo e o *Wholesale (or producer) Price Index* (WPI) ou Índice de Preços por Atacado (IPA), em alguns países é substituído pelo IPP, que mede os preços nas transações entre empresas.

Wadsley e Felmingham (2007) usa a relação entre o índice de preços de exportação pelo da importação e Edwards (1989) calcula a relação do IPC e IPA, entretanto, o próprio Edwards (1989) e Xu (2003), salientam que estas medidas não são inteiramente apropriadas, uma vez que estes três índices de preços usam pesos díspares entre países e IPC retém grande quantidade de bens não transacionáveis. Xu (2003), ao comparar IPC, IPA e índice de preços de bens comercializados (IPBC), este último parece ser um índice

de preços mais apropriado para ambos os testes de PPP.

O deflator do PIB é um verdadeiro índice de preços de produção agregada, pois conforme Edwards (1989) e Sarno e Taylor (2002), fornece um bom indicador das mudanças no grau de competitividade de produtividade, enquanto que o IPC e o IPA são índices de preços de consumo; todavia, Edwards (1989) conta que o deflator do PIB, para a maioria dos países em desenvolvimento, só estão disponível em base anual.

Para Angell (1922), Baharumshah, Tze-Haw e Fountas (2008), os recursos a índices gerais de preços, em especial o deflator do PIB, podem gerar enviesamentos significativos na PPP, pois a razão dos preços de bens transacionáveis e de bens não transacionáveis move-se diferenciadamente ao longo do tempo em diversos países como resultado do crescimento distinto da produtividade nestes dois setores, na estimativa da taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo. Xu (2003) acredita que a escolha de índices de preços afeta muito a qualidade das previsões de taxas de câmbio baseadas em PPP, em sua análise de IPC, IPP e índice de preço total, as previsões baseadas em CPI são as piores. Xu (2003), Baharumshah, Tze-Haw e Fountas (2008) argumentam que os desvios de PPP podem surgir por várias razões, tais como diferenças nos pesos utilizados para a construção de índices de preços.

Contudo, Edwards (1989) e Sarno e Taylor (2002) esclarecem que nenhum desses índices de preço são perfeitos e todos eles apresentam algumas vantagens e desvantagens. Keynes (1923) e Frenkel (1979) expõem que PPP é uma certeza caso se restrinja ao uso de índices de preços de bens transacionáveis, satisfazendo LOOP. A paridade do poder de compra relativa é vista como um prolongamento da LOOP, sendo possível usar diferentes índices de preços, segundo Samuelson (1964), Edwards (1989), Soofi (1998), Aggarwal, Montanes e Ponz (2000).

Desta forma, os índices gerais de preços mais utilizados são o IPC ou IPV, IPP ou IPA, o WPI e o deflator implícito do Produto Interno Bruto (PIB), que são utilizados nesta pesquisa, pois conforme Keynes (1923), Balassa (1964), Samuelson (1964), Frenkel (1979), Edwards (1989), Sarno e Taylor (2002), Copeland (2008), são os índices gerais de preços mais empregados na literatura.

## 2.3 Metodologia

### 2.3.1 Base de dados e variáveis

Observa-se a teoria da paridade do poder de compra relativa para países em desenvolvimento, considerando a classificação de grau de desenvolvimento econômico e social do Fundo Monetário Internacional ou *International Monetary Fund* (IMF), testando-se a hipótese da PPP para 25 países, em que 7 destes países são da América (Brasil,

Colômbia, Costa Rica, México, Panamá, Peru, Uruguai); 8 países são da África (República Centro Africana, República do Congo, Egito, Marrocos, África do Sul, Trindade e Tobago, Tunísia e Zâmbia); 5 países são da Ásia (Índia, Indonésia, Malásia, Sri Lanka, Tailândia) e 5 países são do Oriente Médio (República Ismâmica do Irã, Kuwait, Paquistão, Arábia Sudita e Turquia), tendo como base a moeda dos Estados Unidos.

Para testar a paridade do poder de compra, foram utilizados quatro índices de preços para cada um dos 25 países, sendo o índice de preços ao consumidor (IPC), o deflator implícito do PIB, o índice de preço por atacado ou *wholesale price index* (WPI) e o índice de preço ao produtor (IPP), uma vez que estes são os índices de preço com maior frequência apresentados na literatura. Além dos índices de preço foram empregadas as taxas de câmbio de final de período de cada um dos 25 países, resultanto assim em 100 possíveis combinações.

Os países em desenvolvimento selecionados, são aqueles que apresentaram as séries temporais mais longas coletadas na base de dado IMF e do *World Bank*<sup>10</sup>, do período de 1960 até 2015, com dados anuais para todos os países.

Desta forma, as classes de modelos testados para as duplas de países foram conforme a equação 2.8, assim têm-se:

$$\hat{e}_t = p_t - p_t^* \quad (2.9)$$

Observando que:  $\hat{e}_t$  é a taxa de câmbio esperada de um determinado país;  $p_t$  é o índice de preço ao consumidor de um determinado país e  $p_t^*$  é o índice de preço ao consumidor dos Estados Unidos, em um período de tempo  $t$ . A mesma análise é feita para o deflator do PIB, para o índice de preço ao produtor, e para o *wholesale price index* para cada um dos 25 pares de países.

### 2.3.2 Abordagem empírica

Para se testar séries de tempo, são necessários testes específicos para se utilizar modelos univariados e multivariados, buscando identificar padrões não aleatórios na série temporal de variáveis de interesse. Caso tais testes e ajustes nas séries não sejam feitos, serão produzidos resultados inconsistentes e inúteis para qualquer análise.

A estabilidade de longo prazo entre variáveis macroeconômicas é estimada por técnicas econométricas de cointegração, caso as séries cointegrem, testam-se as restrições lineares no vetor de cointegração, se as restrições forem apropriadas, o mecanismo de correção de erros é válido e atuante. Ao se combinar séries, é possível eliminar a não estacionariedade, Engle e Granger (1987) e Johansen (1991) completam que assim é

<sup>10</sup> *World Bank* - Banco Mundial

possível afirmar que existe um vetor de transformação da estacionariedade que elimina o problema de regressões espúrias.

Desta forma aplica-se o teste de cointegração (ENGLE; GRANGER, 1987) e o máximo autovalor ou máxima verossimilhança (MAX) (JOHANSEN, 1988, 1991). Usa-se correção de erros dos vetores de cointegração (VECM), que representam uma parte do desequilíbrio entre as séries de variáveis em um período, corrigida no período seguinte (ENGLE; GRANGER, 1987).

São necessários testes específicos para usar modelos univariados e multivariados segundo Johansen (1988, 1991, 1995), Johansen e Juselius (1990), que identificam padrões não aleatórios na série temporal de variáveis de interesse. Caso tais testes e ajustes não sejam feitos, os resultados serão inconsistentes e inúteis para qualquer análise. Para o estudo investiga-se a partir do máximo autovalor e do teste do traço a existência de cointegração para as situações empiricamente relevantes para pares de países.

O teste de cointegração de Johansen (1988) analisa relações estruturais entre duas ou mais variáveis, determinando se possuem ou não um equilíbrio de longo prazo, se cointegrarem, é necessário constatar a ordem de integração de cada uma empregando o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979). Johansen (1988, 1991, 1995) e Johansen e Juselius (1990) explicam que primeiro testa-se a existência de cointegração para cada dupla de países, depois impõem-se restrições no vetor de cointegração, com distribuição qui-quadrado com graus de liberdade dados pelo número das restrições, desta forma aplica-se na relação de cointegração com restrição proporcional nos coeficientes  $\beta$  com valores  $[1 - 1]$  e número de defasagens igual a dois, para os sistemas.

## 2.4 Análise dos resultados

Observando pares de países, sempre EUA e um dos 25 países, avaliou-se na primeira etapa, os testes de cointegração (GRANGER, 1969) entre a taxa de câmbio e os índices e preço, IPC, WPI, deflator de PIB e IPP.

Aplica-se o *vector error-correction model* (VECM), com restrições lineares em  $\beta$ , nas que ocorreram evidência de correção de erros, nos sistemas que não cointegraram no nível, foram aplicados os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988) para avaliar quais variáveis precisavam de um e/ou duas diferenças. Na sequência são geradas as novas variáveis com as diferenças apontadas pelos testes de raiz unitária para depois se rodar o VAR (*Vector autoregressive models*) que determina o número de lags de cada par de países, assim aplica-se o teste de cointegração de Johansen (1995) com o número de lags apontados pelo VAR.

Das 100 combinações possíveis, apenas 4 apresentaram evidências de cointegração

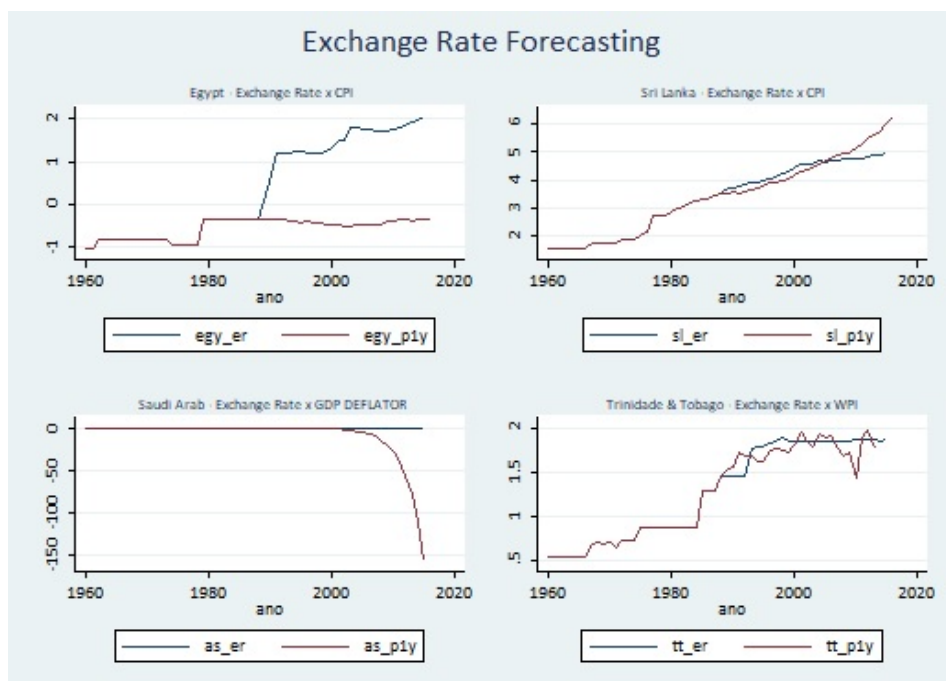


e restrições lineares válidas para o vetor de cointegração, como pode ser observado no resultados na Tabela 1 (ver Apêndice A, item 2.7.1), desta forma:

- Para índice de preços ao consumidor (IPC): a teoria corrobora para os pares de países Sri Lanka - Estados Unidos e Egito - Estados Unidos;
- Para o deflator implícito do PIB: apenas o par de países Arábia Saudita - Estados Unidos, sustenta com a teoria;
- Para o índice de preço por atacado (WPI): apenas o par de países Trindade e Tobago – Estados Unidos, corrobora a teoria;
- Para o índice de preço ao produtor (IPP): nenhum par de países confirma a teoria.

Destes quatro resultados que constataram a teoria da PPP, é possível avaliar os resultados conforme os gráficos das projeções que são apresentados na Figura 1, observando-se o movimento cambial entre o países em desenvolvimento e os Estados Unidos.

Figura 1 – Gráficos das Projeções dos países em desenvolvimento que corrobora a PPP



Fonte: Elaborado pela autora

Os dois primeiros gráficos são para o índice de preços ao consumidor (IPC), o primeiro representa a taxa de câmbio em relação ao IPC do Egito - Estados Unidos. Observa-se uma taxa de câmbio e IPC desvalorizados em relação ao dólar. Attia (2009) lembra que até 1966 predominava um período de nacionalização que diminuiu a importância do setor privado e em 1979 começa a ajuda externa dos Estados Unidos. O que provava uma elevação da taxa de câmbio e do IPC. Em 1985 o Egito enfrenta a crise da dívida

externa que foi reduzida até 1990 e as condições econômicas do país começaram a melhorar consideravelmente, depois de um período de estagnação (ATTIA, 2009), observa-se uma elevação da taxa de câmbio devido a políticas econômicas mais liberais por parte do governo que em 1991 inicia uma reforma econômica para reduzir o controle exacerbado de preços, minimizar subsídios e inflação, cortar impostos e liberar parcialmente o comércio e o investimento. Por volta de 2008 a curva da taxa de câmbio tem um declínio em virtude da crise financeira mundial que leva ao aumento dos preços dos alimentos, uma elevação acentuada da curva de IPC.

No segundo gráfico, para Sri Lanka - Estados Unidos observa-se um crescimento lento de ambos os índices, uma vez que até 1977 o socialismo influenciou as políticas econômicas da Sri Lanka. Após esse período uma economia de livre mercado foi introduzida, incorporando privatizações, desregulamentação e promoção da iniciativa privada (SIDDIQUE; SELVANATHAN; SELVANATHAN, 2012). Apesar de uma guerra civil entre 1983 e 2009 (SIDDIQUE; SELVANATHAN; SELVANATHAN, 2012) a taxa de câmbio e o IPC continuaram crescendo, com o fim da guerra observa-se um crescimento um pouco mais acelerado do IPC provavelmente em decorrência do aumento do PIB.

No terceiro gráfico para o deflator implícito do PIB é referente ao par de países Arábia Saudita - Estados Unidos. de acordo com Samargandi, Fidrmuc e Ghosh (2014), em uma economia em que cerca de 45% do PIB e 90% das exportações são gerados pelo setor petrolífero é indagador a taxa de câmbio se manter constante diante de vários aspectos, como a crise do petróleo em 1973, bem como com a elevação dos preços do mesmo desde 2000. Entretanto é compreensível a queda brusca do índice de preço (deflator implícito do PIB), uma vez que em 2003 governo começa a promover o crescimento do setor privado o que levou a uma alta concorrência e consequentemente a redução dos preços.

No quarto gráfico, para o índice de preço por atacado (WPI) para Trindade e Tobago – Estados Unidos observa-se um aumento lento da taxa de câmbio e do WPI nos anos 1960, todavia na década de 1970, com a elevação dos preços do petróleo no mundo, promoveu uma expansão rápida da economia local, que influenciou no aumento dos dois índices. Nas décadas seguintes a economia do país também foi impulsionada pelos investimentos em gás natural liquefeito (SHAH; RIVERA, 2013), o que é bem visível no gráfico no começo de 1980 até os anos 2000. Após esse período as taxas deixam de aumentar na proporção que crescia antes, uma vez que o mercado já estava consolidado. Embora pequenas oscilações sucederam no século XXI (SHAH; RIVERA, 2013), como uma pequena queda do índice de preço por atacado em 2002 devido a incertezas políticas domésticas e um decréscimo em 2008 devido a crise financeira que impactou o preço do gás natural. Em novembro de 2011, Trinidad e Tobago passa a integrar a lista de países desenvolvidos.

## 2.5 Conclusão

O artigo buscou verificar se paridade do poder de compra relativa se mantém ao longo do tempo para 25 países em desenvolvimento, tendo como país base os Estados Unidos, com dados anuais, de 1960 a 2015, usando 4 índices de preço, o índice de preços ao consumidor, o deflator implícito do PIB, o índice de preço por atacado e o índice de preço ao produtor em relação a taxa de câmbio de fim de período.

Foram aplicados os testes de cointegração, para analisar se as variáveis possuem ou não um relacionamento de equilíbrio de longo prazo, impondo-se restrições nos vetores, com distribuição qui-quadrado com graus de liberdade dados pelo número de restrições. Nos sistemas que não indicaram presença de cointegração no nível, impôs-se uma relação de cointegração com restrição proporcional nos coeficientes e número de defasagens segundo os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988). Foi aplicado o VAR para determinar o número de lags de cada par de países e os testes de cointegração de Johansen (1995) com o número de lags apontados pelo VAR.

Das 100 projeções efetuadas, a teoria não foi comprovada para nenhum par de países com o índice de preço ao produtor; no entanto para o índice de preço ao consumidor, corrobora para dois pares de países, Sri Lanka - Estados Unidos e Egito - Estados Unidos; para o deflator implícito do PIB, a teoria é validada apenas para o par de países Arábia Saudita - Estados Unidos, e para WPI, somente o um par de países Trindade e Tobago - Estados Unidos comprovam a teoria.

Os resultados encontrados neste estudo ratificam o que a maioria das pesquisas apontam, que a paridade do poder de compra não é sustentada, não podendo ser validada, uma vez que os quatro pares de países que corroboraram com a teoria da PPP são referentes a países pequenos que apresentam um fluxo de comércio exterior muito baixo, não tendo grandes impactos no comércio global.

Além disso, esta pesquisa constata que não existem grandes diferenças entre os quatro índices de preços utilizados, provando que existem dificuldades para se comparar cestas de bens entre países, talvez por possuírem moedas e hábitos de consumo distintos, logo, torna-se duvidosa a validade de comparação entre os países nos seus níveis de preços, renda, capacidade de consumo e padrão de vida, mesmo que a OECD (2018)<sup>11</sup> diga que PPP é provavelmente a forma mais realista de comparação econômica.

A não validação da PPP mostra algumas deficiências na constituição do modelo, como considerar a vigência da lei do preço único, que contempla a ausência de atritos comerciais, como custos de transporte e tarifas; ao julgar que produtos idênticos vendidos em locais diferentes possuem o mesmo preço quando os preços são expressos em uma

---

<sup>11</sup> OCDE - *Organisation for Economic Co-Operation and Development* ou Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico

moeda comum e que existe uma livre concorrência e flexibilidade de preços, em que nenhum vendedor ou comprador tem poder para manipular preços. Considerando que a teoria da PPP é válida para o longo prazo, uma das limitações desta pesquisa é a indisponibilidade de uma base de dados que poderia abranger um período de tempo superior ao que foi aplicado, além de explorar um número maior de países.

## 2.6 Apêndice A

### 2.6.1 Testes de Cointegração de Johansen

Tabela 1 – Resultados do Testes de Cointegração de Johansen

	Taxa de câmbio e IPC				Deflator implícito do PIB			Taxa de câmbio e IPP			Taxa de câmbio e WPI		
	Valor crítico 5%	Estatística de teste	Restrições ao $\beta$ $\chi^2(1)$	Prob > $\chi^2$	Estatística de teste	Restrições ao $\beta$ $\chi^2(1)$	Prob > $\chi^2$	Estatística de teste	Restrições ao $\beta$ $\chi^2(1)$	Prob > $\chi^2$	Estatística de teste	Restrições ao $\beta$ $\chi^2(1)$	Prob > $\chi^2$
<b>Brasil</b>	15.14	13.7108			7.7021			7.8566			7.8567		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	4.5246			2.3017			2.2140			2.2160		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>República Centro Africana</b>	15.14	9.0132			8.1144								
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	2.3944			2.1388								
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Colômbia</b>	15.14	9.1121			10.3578			9.9996			10.0010		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	1.9956			2.5498			1.9268			1.9286		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>República do Congo</b>	15.14				4.7052			10.8869			10.8869		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46				0.4038			0.0797			0.0797		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Costa Rica</b>	15.14	11.3652			11.5616			4.0381			4.0365		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.9325			0.0089			0.9158			0.9131		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Egito</b>	15.14	15.5834	6.195	0.013	14.3367			14.4465			14.4466		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.2368			1.5016			0.0265			0.0255		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Índia</b>	15.14	2.7097			3.3789			7.3941			7.3850		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.5456			0.0533			0.2006			0.2000		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Indonésia</b>	15.14	4.0420			4.2297			7.8645			7.8645		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.6309			0.6842			0.9613			0.9613		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>República Islâmica do Ira</b>	15.14	12.0355			9.3648			11.0203			11.0203		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	1.7934			0.5304			0.0454			0.0454		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Kuwait</b>	15.14												
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46												
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Malásia</b>	15.14	7.1918			6.7746			5.5535			5.8993		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	2.5315			0.5922			0.7511			0.8807		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>México</b>	15.14	17.9539	0.135	0.713	15.0849			36.6942	30.73	0.000	36.6945	30.730	0.000
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	1.4644			0.7160			0.7763			0.7760		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Marrocos</b>	15.14	16.3321	9.441	0.002									
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	1.6400											
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Paquistão</b>	15.14	3.4294			11.2161			5.2089			5.2086		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.0066			0.0001			0.1803			0.1799		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Panamá</b>	15.14	2.3573			1.5236			1.3295			1.2197		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.0000			0.0000			0.0000			0.0000		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Peru</b>	15.14	14.9866			12.6319			36.3965	12.010	0.001	35.4008	11.550	0.001
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	11475			14533			83327			81731		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Arábia Saudita</b>	15.14				19.6101	0.00113	0.973	13.3569			12.2860		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46				2.2964			55559			0.8797		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>África do Sul</b>	15.14	14.7410			15.7808	4.346	0.037	17.6840			19.2961	6.603	0.010
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.2399			0.0122			1.1893			54268		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Sri Lanka</b>	15.14	21.6667	0.854	0.355	17.3647	0.837	0.360	17.6840	5.316	0.021	17.6840	5.316	0.021
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	1.2594			1.0944			1.1893			1.1893		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Tailândia</b>	15.14	12.7319			8.0429			6.1067			6.1126		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.6672			0.1947			0.0925			0.0930		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Trindade e Tobago</b>	15.14	4.2777			5.1095			31.7547	2.557	0.110	31.7547	2.557	0.110
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.9446			0.5868			126601			12.6601		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Tunísia</b>	15.14	13.4773			8.1165			15.1305			15.1305		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	0.0676			0.0060			0.1448			0.1448		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Turquia</b>	15.14	11.1714			9.9082			10.1568			10.1551		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	15574			0.9085			44934			4.4942		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Uruguai</b>	15.14	9.9223			9.6734			8.6273			8.6295		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	30258			42659			39671			3.9678		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													
<b>Zâmbia</b>	15.14	21.5099	5.498	0.019	7.3517			13.1044			13.1044		
H <sub>0</sub> : r=0 vs H <sub>1</sub> re 1	3.46	61696			0.3202			36976			3.6976		
H <sub>0</sub> : rd 1 vs H <sub>1</sub> re 2													

Fonte: Elaborada pela autora



## 3 Taxa de câmbio de longo prazo sob a perspectiva do Efeito Balassa-Samuelson

### 3.1 Introdução

Dentre os modelos teóricos da economia internacional, a teoria da paridade do poder de compra continua sendo um enigma sobre a volatilidade das taxas de câmbio de longo prazo, pois reside uma crença arraigada, que em qualquer economia internacional existe alguma variante da Teoria da PPP (DORNBUSCH, 1976b). Enders (1988) discorre sobre a importância e a persistência dos desvios observados na PPP em sistemas alternativos de taxa de câmbio de longo prazo ao observar evidências que PPP funciona igualmente bem ou igualmente mal em períodos de tempo.

A PPP, esclarecem Frenkel (1979, 1981), Taylor e Taylor (2004), sustenta que a taxa de câmbio nominal entre duas moedas deve ser igual à taxa de câmbio entre os níveis de preços agregados entre os dois países, de modo que uma unidade da moeda de um país terá o mesmo poder de compra em um país estrangeiro. Na PPP, as taxas de câmbio reais devem ser reversíveis, o que significa que, em resposta a qualquer choque, a taxa de câmbio real deve eventualmente retornar ao seu nível definido pela PPP, embora toda variação na relação dos poderes de compra entre duas moedas, provoque uma alteração da taxa de câmbio (CASSEL, 1918; CASSEL, 1922; MACROSTY, 1930; CASSEL, 1933; BALASSA, 1964; DEKLE; FUKAO, 2010; EPSTEIN; MARCONI, 2016).

O Efeito Balassa-Samuelson pondera que a taxa de câmbio real entre dois países pode ser entendida como índices de produtividades dos setores comercializáveis e não transacionáveis entre países (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; ÉGERT; HALPERN; MACDONALD, 2006). Isso porque Balassa (1964), Samuelson (1964), Égert, Halpern e MacDonald (2006) elucidaram que a moeda de um país com nível de produtividade mais alta é sobrevalorizada, uma vez que os preços dos bens comercializáveis tendem a se igualarem no mercado internacional, no entanto, o aumento nos preços de bens não comercializáveis não se iguala, causando uma sobrevalorização.

Essa pesquisa utiliza a paridade do poder de compra relativa (PPPR) por considerar índices de preço, uma vez que PPP absoluta (PPPA) adota níveis de preço, embora Edwards (1989), Sarno e Taylor (2002) lembrem que nenhum índice de preços é perfeito e todos apresentam vantagens e desvantagens. A produtividade usada no modelo é a produtividade total dos fatores ou *total factor productivity* (TFP), extraída da *World KLEMS* (*Capital, Labor, Energy, Material and Service*). Considera-se a TFP de forma agregada, que pondera entre bens comercializáveis e não transacionáveis e a TFP desagregada em

que são usados apenas bens transacionáveis. No entanto são feitas duas análises para bens comercializáveis, uma que segue a classificação de Balassa (1964), Samuelson (1964) e a segunda classificação para bens comercializáveis, que é sugerida nesta pesquisa, que considera alguns setores de serviços como bens comercializáveis. Todas as classificações seguem o pensamento de Keynes (1923), Frenkel (1979), Edwards (1989), Sarno e Taylor (2002), ao afirmarem que a PPP é uma certeza caso se restrinja ao uso de índices de preços de bens transacionáveis.

A literatura clássica de finanças delibera sobre a inclusão ou não de bens não transacionáveis em teste de PPP, conforme Balassa (1964), Samuelson (1964), Strauss (1996), uma das causas de violações da PPP e dos movimentos constantes nas taxas de câmbio reais são as diferenças de produtividade entre os setores de bens transacionáveis e de bens não transacionáveis. Samuelson (1964) adverte que para existir equilíbrio na taxa de câmbio, em um método onde existe arbitragem decorrente na Lei do preço único, bens não transacionáveis são excluídos.

Partilhando da mesma opinião, Angell (1922), Samuelson (1964) complementam que os preços dos bens não transacionáveis não são diretamente relevantes para a determinação da taxa de câmbio, afetando-a apenas de forma marginal, enfatizando o papel da arbitragem de bens como o mecanismo que governa as relações entre preços e taxas de câmbio. Entretanto, destaca-se o fato que em alguns estudos (ANGELL, 1922; BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; STRAUSS, 1996; ROGOFF, 1996), bens transacionáveis são constituídos por bens industriais e matérias-primas ao qual o progresso tecnológico possibilita crescimento de produtividade acelerada ao se comparar aos bens não transacionáveis, ou seja os bens de serviço intensivos, em que a ampliação de produtividade é mais difícil e lenta de se conseguir, em decorrência da natureza e composição dos fatores utilizados (ANGELL, 1922; BALASSA, 1964).

Devido à globalização acelerada pela qual o mundo passou nas últimas décadas, resultou em grandes mudanças nas riquezas de um país devido a alterações no valor dos recursos naturais de uma economia, afetando diretamente a classificação de bens transacionáveis, a OECD (2001), Zeugner (2013), Campbell (2016), Mao e Yao (2016), OECD (2018), Tian (2018) e a Comissão Europeia ou *European Commission* (EC, 2018), consideram que alguns serviços são bens transacionáveis.

Portanto, essa pesquisa investiga se taxa de câmbio de longo prazo se mantém sobre a perspectiva do Efeito Balassa-Samuelson, entretanto diferentemente do que é encontrado na literatura, aplicam-se 3 três classificações para produtividade, todas usando TFP. A primeira classificação usa TFP agregada (bens transacionáveis somados aos não transacionáveis), que segue a classificação do efeito Balassa-Samuelson. A segunda e a terceira empregam TFP apenas para bens comercializáveis, no entanto, na segunda classificação, os bens transacionáveis são apenas bens de consumo. E diferindo de tudo



que é empregado, a terceira classificação considera bens comercializáveis englobando bens de consumo e alguns setores de serviços.

Este capítulo está organizado da seguinte forma: a Seção 3.2 aborda o Efeito Balassa-Samuelson, o que são e como são definidos bens comercializáveis e bens não comercializáveis e as principais definições para produtividade; a Seção 3.3 apresenta a base de dados, as variáveis e o modelo econométrico estimado; a Seção 3.4 exibe os resultados dos testes e a Seção 3.5 estão as conclusões e considerações finais.

## 3.2 Revisão da literatura

Uma posição de equilíbrio na balança comercial pode ser estabelecida, quando a taxa de câmbio permite que o país de origem realize comercializações dentro dele mesmo e com outros países, mantendo as moedas envolvidas inalteradas, dizem Cassel (1918), Cassel (1928a), Cassel (1933), Égert, Halpern e MacDonald (2006), Epstein e Marconi (2016), Couharde et al. (2018), sem problemas oriundos de obstáculos artificiais e não ocorrendo movimentos de capital em nenhuma das direções.

Em função da necessidade de explicar as trocas internacionais, desenvolveu-se a teoria do comércio internacional, em que trabalho desempenha um papel central. Dessa forma, produtividade é um fator importante para determinar o valor internacional da moeda de um país (CASSEL, 1928b; BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; HOUTHAKKER, 1978; ROGOFF, 1996; JORGENSON; KURODA; MOTOHASHI, 2007; DUMÉNIL; LÉVY, 2007; BASSO, 2008; ROSSI, 2013; COUHARDE et al., 2018), pois modelos de flutuações econômicas são impulsionados por choques de produtividade (SYVERSON, 2011; BARTELSMAN; HALTIWANGER; SCARPETTA, 2013; CAMPBELL, 2016; COUHARDE et al., 2018).

O modelo de taxa de câmbio no longo prazo mais conhecido que agrega produtividade foi desenvolvido por Balassa (1964) e Samuelson (1964), que deu origem ao Efeito Balassa-Samuelson, partindo do princípio de que os índices de preços de todos os países analisados devem ser convertidos para dólares a taxas de câmbio nominais predominantes, o que leva os países desenvolvidos a ter níveis de preços mais elevados do que os países em desenvolvimento.

Isto ocorre porque segundo Balassa (1964), Samuelson (1964), Rodrik (2008), Habib, Mileva e Stracca (2017), não somente os países desenvolvidos têm níveis absolutos de produtividade mais elevados do que os dos países em desenvolvimento, mas porque os países desenvolvidos são relativamente mais produtivos no setor de bens transacionáveis.

No Efeito Balassa-Samuelson (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964), existe uma natureza concorrencial dos mercados internacionais e internos para bens e mercados de

fatores produtivos, tendendo a refletir os custos unitários marginais de produção. Logo, à medida que a qualidade do produto e o poder de mercado são refletidos nos preços, a produtividade baseada na receita pode ser influenciada pelos preços (PETERS et al., 2018).

### 3.2.1 O Efeito Balassa-Samuelson

O Efeito Balassa-Samuelson pondera a importância do índice de produtividade e sua relação com a taxa de câmbio de longo prazo, pois uma moeda com nível de produtividade mais alta é sobrevalorizada (BALASSA, 1964; ÉGERT; HALPERN; MACDONALD, 2006; OBSTFELD, 2009; DOAN; GENTE, 2013). Desta forma, bens comercializáveis tendem a se igualar no mercado internacional, no entanto, o aumento nos preços de bens não comercializáveis não se iguala, causando uma sobrevalorização (BALASSA, 1964; ÉGERT; HALPERN; MACDONALD, 2006; BELKE; HASKAMP; SCHNABL, 2018).

Os principais fundamentos do Efeito Balassa-Samuelson (Efeito B-S do ponto de vista de Égert, Halpern e MacDonald (2006), implicam em níveis de produtividade dispare, induzindo a preços de bens não comercializáveis distintos baseados no mercado, logo, diferentes níveis de preços expressos na mesma moeda. Égert, Halpern e MacDonald (2006) considera as taxas de câmbio reais e nominais de baixa produtividade dos países em termos de PPP, em que o crescimento da produtividade é maior no setor aberto em comparação com o setor protegido, caso os preços dos bens não comercializáveis e o nível geral de preços não se elevem. Outro fator é avaliar o crescimento do diferencial de produtividade no país de origem em relação ao país estrangeiro que reflete um aumento rápido no nível de preços, levando a uma apreciação real da moeda local (ÉGERT; HALPERN; MACDONALD, 2006).

O ideal do Efeito Balassa-Samuelson é de um mercado de trabalho competitivo e perfeitamente móvel entre setores, mas não necessariamente entre países. Essa elasticidade, compara o salário real entre os setores de um mesmo país, representado por  $w$  (FARIA; LEON-LEDESMA, 2003; VASCONCELOS, 2004; CAMPBELL, 2016). Tem-se:

$$P_T f'(L_t) = w = P_N g'(L_N) \quad (3.1)$$

$$P_T^* F'(L_t^*) = w^* = P_N^* G'(L_N^*) \quad (3.2)$$

Na qual  $L$  é o fator de produção de trabalho;  $T$  retrata bens comercializáveis;  $N$  simboliza bens não comercializáveis;  $P_T$  caracteriza os preços dos bens comercializáveis;  $P_N$  corresponde aos preços dos bens não comercializáveis;  $P_T^*$ ,  $P_N^*$  e  $w^*$  desempenham os mesmos significados para o país estrangeiro;  $f'$  é o produto marginal do trabalho

para bens comercializáveis;  $g'$  equivale ao produto marginal do trabalho para bens não comercializáveis;  $F'$  e  $G'$  exercem os mesmos valores para um país estrangeiro.

Avaliando a taxa de câmbio nominal (ÉGERT; HALPERN; MACDONALD, 2006):

$$P = e.P^* \quad (3.3)$$

Assumindo que  $P$  e  $P^*$  podem ser escritos como uma média geométrica ponderada dos preços para ambos os países (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; FARIA; LEON-LEDESMA, 2003; VASCONCELOS, 2004; LOTHIAN; TAYLOR, 2008), têm-se:

$$P = P_T^{1-i} P_N^i \quad (3.4)$$

$$P^* = P_T^{*1-j} P_N^{*j} \quad (3.5)$$

Na qual  $i$  é o indicador de peso do setor de bens não comercializáveis na produção doméstica e  $j$  é o indicador de peso do setor de bens não comercializáveis na produção estrangeira (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; FARIA; LEON-LEDESMA, 2003; VASCONCELOS, 2004; LOTHIAN; TAYLOR, 2008). Logo, os preços para o setor de bens comercializáveis  $P_T = P_T^* = 1$  e os níveis de preço doméstico e estrangeiro são:

$$P = P_N^i \quad (3.6)$$

$$P^* = P_N^{*j} \quad (3.7)$$

Substituindo-se nas equações (FARIA; LEON-LEDESMA, 2003; VASCONCELOS, 2004; LOTHIAN; TAYLOR, 2008; EPSTEIN; MARCONI, 2016):

$$P_N^i = \frac{f'(L_T)}{g'(L_T)} \quad (3.8)$$

$$P_N^{*j} = \frac{F'(L_T^*)}{G'(L_T^*)} \quad (3.9)$$

A taxa de câmbio real entre dois países pode ser formalmente representada pela taxa de câmbio nominal corrigida pela razão dos preços relativos (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; FARIA; LEON-LEDESMA, 2003; VASCONCELOS, 2004):

$$\theta = \frac{e.P^*}{P} \quad (3.10)$$

Desta forma:  $\theta$  representa a taxa de câmbio real;  $e$  é a taxa de câmbio nominal;  $P$  e  $P^*$  correspondem aos índices de preços no mercado nacional e estrangeiro. Por conseguinte, a equação que determina o Efeito Balassa-Samuelson é obtida quando, ao considerarem a taxa de câmbio real, dada pela equação (3.10), substituem-se as equações (3.8) e (3.9) nas equações (3.4) e (3.5) respectivamente, (FARIA; LEON-LEDESMA, 2003; VASCONCELOS, 2004; CAMPBELL, 2016), obtêm-se:

$$\theta = \frac{P}{P^*} = \frac{[f'(L_T)/g'(L_N)]^i}{[F'(L_T^*)/G'(L_N^*)]^j} \quad (3.11)$$

Um crescimento mais rápido da produtividade do setor de bens comercializáveis no país doméstico do que em um país estrangeiro, expõe uma apreciação da taxa de câmbio real, explanam Belke, Haskamp e Schnabl (2018), mostrando uma conexão positiva entre o crescimento da produtividade de bens transacionáveis e a taxa de câmbio real.

### 3.2.2 Bens comercializáveis e bens não comercializáveis

Bens transacionáveis são bens que podem ser exportados ou importados e que o progresso tecnológico possibilita crescimento de produtividade acelerada (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964). Bens não-comercializáveis só podem ser consumidos na economia em que são produzidos, pois não podem ser exportados ou importados e apresentam uma produtividade mais lenta (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; ROGOFF, 1996).

Em geral ocorre um crescimento diferente na relação de preços de bens comercializáveis e bens não comercializáveis em países distintos, pois segundo Balassa (1964), Samuelson (1964), Campbell (2016), Mao e Yao (2016), existe uma tendência sistemática para a produtividade crescer mais agilmente no setor de bens transacionáveis do que no de bens não transacionáveis. Para Marçal (2011), o diferencial de produtividade entre o setor que produz bens transacionáveis e os bens não comercializáveis tende também a afetar a taxa de câmbio real. Entretanto, este diferencial de crescimento tende a ser superior nos países que apresentam desenvolvimento econômico mais rápido (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; MAO; YAO, 2016; CAMPBELL, 2016).

Baumol (1967) argumentara que dentro de um país há uma tendência geral de que os preços dos bens intensivos em serviços (educação, saúde, reparação de automóveis, bancos, etc.) aumentem com o tempo, mas historicamente o crescimento da produtividade nessas atividades tem tendido a ser muito mais lento do que no setor de bens de consumo (manufatura). Égert, Halpern e MacDonald (2006), Campbell (2016) acreditam que no Efeito Balassa-Samuelson os setores transacionáveis têm um crescimento relativamente rápido da produtividade. Belke, Haskamp e Schnabl (2018) complementam que da mesma forma que a produtividade aumenta mais rápido para bens comercializáveis, em períodos de crise ou pós crise, essa produtividade reduz mais agilmente do que para bens não transa-

cionáveis. Balassa (1964), Samuelson (1964) acreditam que aumentos de produtividade no setor de serviços são inferiores ao aumento de produtividade em bens de consumo para a economia nacional, considerando assim, serviços como bens não transacionáveis. Conforme Bloom e Reenen (2007) é mais fácil de medir a produtividade do setor manufatureiro do que no setor de não manufatura.

Todavia, segundo Abramovitz (1956) é possível que um índice de produtividade do setor de serviços mude o quadro, para o restante dos negócios, além disso, Ruta (2015) esclarece que a elasticidade das exportações declinou substancialmente nas últimas décadas devido ao maior grau de globalização da produção e do comércio. Isso pode ser atribuído às cadeias globais de valor (JOHNSON, 2014; BALDWIN; LOPEZ-GONZALEZ, 2015), em que a fabricação do produto final passa por diferentes fases e tarefas, incluindo serviços, que são distribuídos entre diferentes países. Conseqüentemente, serviços promovem a alocação eficiente de recursos, que é então refletida na maior produtividade das empresas individuais e de toda a economia (BAUM; LÖÖF; NABAVI, 2018).

Hoje o sistema de produção possui objetivos de conhecimentos científicos e tecnológicos extremamente avançados (DUMÉNIL; LÉVY, 2007). A compra de serviços de P & D<sup>1</sup> de fornecedores externos está positivamente relacionada à produtividade do trabalho, sugerindo que a aquisição externa de conhecimento de prestadores de serviços especializados representem uma importante estratégia complementar pela qual as empresas são capazes de sustentar seu desempenho de produtividade (CASTELLACCI, 2011). Peters et al. (2018) encontraram que no que diz respeito ao desempenho em termos de produtividade, para o ano de 2008, que a produtividade dos serviços em relação à média da União Europeia foi superior na Irlanda em 28%, enquanto na Alemanha e no Reino Unido foi inferior em 8% e 22%, respectivamente. Na Europa (e o Japão), constatam Nicoletti e Scarpetta (2003), os impulsionadores do crescimento da produtividade no setor de serviços foi em grande parte devido às empresas de alta qualificação, considerando a ligação entre o crescimento da produtividade e o progresso tecnológico oriundo de atividades inovadoras.

Com isso é possível afirmar que considerar todos os setores de serviços como um bem não comercializável é algo defasado e inconsistente com a realidade mundial. O próprio Balassa (1964) reconhece e Zeugner (2013), Tian (2018) confessam a necessidade de alterar os modelos de comércio internacional, dando consideração explícita a serviços, uma vez que esses podem aumentar o realismo dos modelos, além de oferecer novas perspectivas teóricas. Porém é preciso lembrar que nem todos os tipos de serviços se encaixam no perfil de bem transacionável, conseqüentemente, é preciso analisar as categorizações dadas para o mercado global atual. Assim grande variação das taxas de crescimento da produtividade em todos os setores aponta, conforme explicam Nicoletti e Scarpetta (2003), para a necessidade de analisar os determinantes da produtividade no nível setorial detalhado.

---

<sup>1</sup> P & D - Pesquisa e desenvolvimento

### 3.2.3 Produtividade

Produtividade é a razão entre o volume de produtos e o volume de insumos para um sistema ou atividade de produção em particular (MULLEN; KEOGH et al., 2013). No Manual da OECD (2001), Jorgenson, Kuroda e Motohashi (2007), Rossi (2013) esclarecem que produtividade se refere à relação entre *outputs* e *inputs*, podendo ser medida de forma total ou parcial.

Égert et al. (2003) explica que no Efeito Balassa-Samuelson se espera que os salários sejam aproximadamente os mesmos entre os setores, logo o crescimento mais rápido da produtividade no setor aberto aumenta os salários em todos os setores, levando a um aumento nos preços relativos dos bens não comercializáveis. Portanto, se o crescimento da produtividade em um país ultrapassa o do outro, a inflação global será maior no primeiro, esse aumento induzido pela produtividade no nível de preços através de ajustes de preços relativos resultará em uma apreciação da taxa de câmbio real baseada no índice de preço (ÉGERT et al., 2003).

O Efeito Balassa-Samuelson utiliza índices de produtividade no cálculo de câmbio de longo prazo, entretanto, existem diversas formas de se calcular produtividade, dentre elas o modelo clássico empregado por Balassa (1964), Samuelson (1964) que fazem uma comparação entre a proporção da PPP, calculada em termos de moedas nacionais para o produto interno bruto (PIB), em relação à taxa de câmbio por um lado, e PIB *per capita* por outro. Outras medidas de se mensurar produtividade são o PIB dividido por horas trabalhadas (OECD, 2001; BASSO, 2008); o *multi-factor productivity* (MFP) ou produtividade multifatorial (OECD, 2001; NICOLETTI; SCARPETTA, 2003; JORGENSEN; KURODA; MOTOHASHI, 2007; ROSSI, 2013) e TFP, que utiliza *inputs* e *outputs* (ABRAMOVITZ, 1956; SOLOW, 1956; YOUNG, 1991; OECD, 2001; LEE; TANG, 2007; INKLAAR; TIMMER; ARK, 2007; JORGENSEN; KURODA; MOTOHASHI, 2007; KOSZEREK et al., 2007; BURDA; SEVERGNINI, 2009; O'DONNELL, 2010; SYVERSON, 2011; ROSSI, 2013; MULLEN; KEOGH et al., 2013; ATKINSON, 2013; INKLAAR; TIMMER, 2013; YENOKYAN; SEATER; ARABSHAHI, 2014; ARK, 2014; FEENSTRA; INKLAAR; TIMMER, 2015; HOTTENROTT; REXHÄUSER; VEUGELERS, 2016; ARK; JÄGER, 2017; BURDA; SEVERGNINI, 2018).

Nesta pesquisa se emprega a TFP, considerado o melhor índice para se aferir produtividade (ABRAMOVITZ, 1956; SOLOW, 1956; YOUNG, 1991; BARTELSMAN; DOMS, 2000; OECD, 2001; LEE; TANG, 2007; INKLAAR; TIMMER; ARK, 2007; JORGENSEN; KURODA; MOTOHASHI, 2007; KOSZEREK et al., 2007; BLOOM; REENEN, 2007; BURDA; SEVERGNINI, 2009; O'DONNELL, 2010; SYVERSON, 2011; ROSSI, 2013; MULLEN; KEOGH et al., 2013; ATKINSON, 2013; INKLAAR; TIMMER, 2013; YENOKYAN; SEATER; ARABSHAHI, 2014; ARK, 2014; FEENSTRA; INKLAAR; TIMMER, 2015; HOTTENROTT; REXHÄUSER; VEUGELERS, 2016; ARK; JÄGER,

2017; BURDA; SEVERGNINI, 2018), por medir ganhos na eficiência, em que todas as entradas são combinadas para produzir todas as saídas, sendo um índice de mudança na produtividade que pode ser aplicado em diferentes períodos de tempo (KOSZEREK et al., 2007; O'DONNELL, 2010), além de evitar problemas de contagem dupla (BARTELSMAN; DOMS, 2000).

De acordo com a OECD (2001), Doan e Gente (2013), Rossi (2013) o índice de produtividade tem sido utilizado ao longo do tempo por muitos países como um dos principais determinantes do movimento da taxa de câmbio real. Isso ocorre porque para se mensurar produtividade é preciso considerar alguns fatores, conforme explanam Aghion, Caroli e Garcia-Penalosa (1999), Bartelsman e Doms (2000), OECD (2001), Jorgenson, Kuroda e Motohashi (2007), Castellacci (2008), Rossi (2013) os elementos são a tecnologia envolvida em todos os processos, o capital intelectual, a eficiência com que o trabalho foi executado, a busca constante por redução de custos reais e os processos de produção de benchmarking, estes por identificarem as ineficiências nos processos de produção e padrões de vida e econômicos em relação à capacidade produtiva de um país.

Desta forma, Solow (1956) e Mullen, Keogh et al. (2013) esclarecem que TFP usa as entradas e saídas agregadas dos preços para derivar as medidas do custo total e da receita total, em que os preços são mantidos constantes nos períodos de tempo para que os fatores agregados reflitam as alterações nas quantidades. TFP pode ser mensurado (OECD, 2001; JORGENSON; KURODA; MOTOHASHI, 2007) como:

$$PT = \frac{Q}{L} \quad (3.12)$$

$$PC = \frac{Q}{K} \quad (3.13)$$

Na qual:  $PT$  é a produtividade do trabalho;  $PC$  simboliza a produtividade do capital;  $Q$  representa *output*;  $K$  é *input* de capital e  $L$  refere-se a *input* de trabalho.

A medida TFP considera o uso conjunto dos insumos empregados na produção e mitiga o impacto da substituição e escala econômica de fatores (MAHADEVAN, 2002) dadas por:

$$TFP = \frac{Q_1}{aL + bK} \quad (3.14)$$

Desta forma,  $Q_1$  é o valor adicionado de *output* e  $a$  e  $b$  são os pesos atribuídos aos *input*.

A produtividade total dos fatores, para Christensen, Jorgenson e Lau (1973), Jorgenson, Kuroda e Motohashi (2007), Burda e Severgnini (2018) é uma constante, caso ocorra uma mudança no *input*, levará a uma alteração proporcional no *output*, que

representa uma condição de elasticidade de *output* em relação ao *input*, esta depende do *input* e do tempo. Com base na função produtividade, que é um retorno constante de escala (SOLOW, 1957; CHRISTENSEN; JORGENSEN; LAU, 1973; JORGENSEN; KURODA; MOTOHASHI, 2007; BURDA; SEVERGNINI, 2018), têm-se:

$$Q = F[K, L, t] \quad (3.15)$$

Assim:  $Q$  representa *output*;  $F$  para permitir mudanças técnicas;  $K$  é *input* de capital;  $L$  refere-se a *input* de trabalho;  $t$  simboliza o tempo.

A função produtividade é definida em termos de *output*, *input* de capital e *input* adicionado com um grau de diferença em *input* de capital  $K$  e *input* de trabalho (CHRISTENSEN; JORGENSEN; LAU, 1973; JORGENSEN; KURODA; MOTOHASHI, 2007; BURDA; SEVERGNINI, 2018). Jorgenson, Kuroda e Motohashi (2007) sugerem que ao se representar o índice de preço de *output* produzido por uma indústria  $j$ , e a quantidade de *output*, têm-se o valor do *output* igual ao valor de todos os *input*, assim:

$$P_{Yj}Y_j = P_{Kj}K_j + P_{Lj}L_j \sum_i P_i^X X_{ij} \quad (3.16)$$

Na qual,  $K$  e  $L$  como já dito, simbolizam capital e trabalho;  $X_{ij}$  equivale a quantidade de *input* na indústria  $j$  e os  $P$ 's correspondem a preços de países distintos.

No entanto, Jorgenson, Kuroda e Motohashi (2007) ressaltam que mesmo que os preços dos elementos sejam os mesmos para todos os setores, a participação do componente difere entre as indústrias e qualquer empresa pode produzir várias *commodities* e uma *commodity* pode ser produzida por várias indústrias, logo:

$$P_{YTj}Y_j = \sum_i M_{ij} \quad (3.17)$$

## 3.3 Metodologia

### 3.3.1 Base de Dados

Neste ensaio os dados avaliados são para dez pares de países, Áustria (AUT), Bélgica (BEL), Dinamarca (DNK), Espanha (ESP), Finlândia (FIN), França (FRA), Itália, (ITA), Japão (JPN), Holanda (NDL) e Reino Unido (UK) em relação aos dados dos Estados Unidos da América (EUA), para o intervalo de tempo de 1980 a 2007, com frequência anual. Para cada um dos países usam-se as variáveis de taxa de câmbio de fim de período (ER) coletadas na base de dados da OECD (2018) e a produtividade total dos fatores (TFP - *value added based* da base de dados da *World KLEMS*), com índices



fatoriais desagregados em setores, que seguem classificação da economia *World KLEMS*<sup>2</sup> (KLEMS, 2018), conforme Tabela 2.

Tabela 2 – Grandes áreas econômicas segundo a classificação da World KLEMS

	<b>Classificação World KLEMS</b>	<b>Abreviação</b>
1	AGRICULTURE, HUNTING, FORESTRY AND FISHING	AHFF
2	MINING AND QUARRYING	MQ
3	TOTAL MANUFACTURING	TM
4	ELECTRICITY, GAS AND WATER SUPPLY	EGWS
5	CONSTRUCTION	CONS
6	WHOLESALE AND RETAIL TRADE; HOTELS AND RESTAURANTS	WRTHR
7	TRANSPORT AND STORAGE AND COMMUNICATION	TSC
8	FINANCE, INSURANCE, REAL ESTATE AND BUSINESS SERVICE	FIREBS
9	COMMUNITY SOCIAL AND PERSONAL SERVICES	CSPS

Fonte: Elaborada pela autora, tabela completa disponível no KLEMS (2018)

A *World KLEMS* segue a classificação NACE<sup>3</sup>, que faz parte de um sistema integrado de classificações estatísticas desenvolvido com base na Classificação Industrial Padrão (*Standard Industrial Classification - SIC*) da Divisão de Estatística das Nações Unidas.

As nove áreas econômicas são agrupadas em TB (bens transacionáveis) e NT (bens não transacionáveis). Essa distinção embora feita previamente por alguns autores (conforme Tabela 3), raramente são de fato empregadas ao se fazer os testes, além disso, nenhum método de classificação consensual é seguido na literatura (FROCRAIN; GIRAUD, 2017), porque a comercialização desses setores varia entre as economias mundiais (ZEUGNER, 2013). Égert et al. (2003) e Mihaljek e Klau (2004) organizaram quadros de classificações para bens transacionáveis e não transacionáveis, todavia, os modelos de classificação apresentados encontram-se defasados considerando a evolução econômica que os mercados passaram.

Portanto, propõe-se averiguar três modelos (Tabela 3), para cada um dos 10 pares de países. O primeiro emprega a TFP agregada, que segundo os argumentos de Balassa (1964), Samuelson (1964), Jensen e Kletzer (2010), IMF (2017), NIPA (2018) englobam apenas os setores 1, 2 3, todavia quando aplicam-se os testes, consideram a soma dos TB com os NT (Sistema 1: ER TFP), esta classificação é a aplicada pela maioria das

<sup>2</sup> Deste de 2016, a *World KLEMS* (KLEMS, 2018) apresentou uma nova classificação econômica que segue o *European National Statistical Institutes* (NSIs), baseado na classificação da indústria NACE 2, Revisão 4, apresentando 8 setores econômicos: *Market Economy, Total Manufacturing, Wholesale and Retail Trade, Repair of Motor Vehicles and Motorcycles, Transportation and Storage, Information and Communication, Community Social and Personal Services and Arts, Entertainment, Recreation and Other Service Activities*. Como os dados desta classificação, disponíveis desde 2016 na *World KLEMS*, abrangem um período de tempo muito curto ou boa parte deles ainda não estão disponíveis, optou-se por utilizar os dados da categorização anterior para as grandes áreas econômicas da *World KLEMS*.

<sup>3</sup> *Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté Européenne* - Nomenclatura estatística de atividade econômica na Comunidade Europeia.

pesquisa. A segunda e terceira amostras apreciam apenas os bens comercializáveis de TFP. O segundo modelo segue a classificação de Lorenzo, Aboal e Osimani (2005), em que considera como bens transacionáveis os setores 1, 2, 3, 6 e 8 (Sistema 2: ER TB), esta classificação é sugerida por algumas pesquisas, mas não é o que é aplicado, nas análises econométricas segue-se os mesmos preceitos do sistema 1.

O modelo três adere uma nova (N) classificação para os TB, incluindo dados de alguns setores de serviços conforme a classificação sugerida pela OECD (2001), NACE (2008), Zeugner (2013), AMECO (2017), EC (2018), OECD (2018) (Sistema 3: ER TB\_N). As classificações para bens comercializáveis e bens não transacionáveis são apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3 – Classificação para Bens Transacionáveis (TB) e Bens não transacionáveis (NT)

Referências	Comercialização	1. AHFF	2. MQ	3. TM	4. EGWS	5. CONS	6. WRTHR	7. TSC	8. FIREBS	9. CSPS
Gregorio, Giovannini e Wolf (1994) Gregorio, Giovannini e Krueger (1994)	TB	X	X	X				X		
	NT				X	X	X		X	X
Lorenzo, Aboal e Osimani (2005)	TB	X	X	X			X		X	
	NT				X	X		X		X
Balassa (1964), Samuelson (1964) Jensen e Kletzer (2010), IMF (2017), NIPA (2018)*	TB	X	X	X						
	NT				X	X	X	X	X	X
OECD (2001), NACE (2008)**, Zeugner (2013) AMECO (2017)***, EC (2018), OECD (2018)	TB	X	X	X	X		X	X		
	NT					X			X	X

\*NIPA - National Income and Product Accounts

\*\*NACE - Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté Européenne ou Nomenclatura estatística de atividade econômica na Comunidade Europeia

\*\*\*AMECO - Macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs

Fonte: Elaborada pela autora

Considerando as diversas classificações sugeridas pela literatura (Tabela 3), têm-se o Sistema 1: ER TFP que é a soma do TFP para todos os setores econômicos, do 1 até o 9 (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; JENSEN; KLETZER, 2010; IMF, 2017; NIPA, 2018); o Sistema 2: ER TB que segue a classificação de Lorenzo, Aboal e Osimani (2005) e o Sistema 3: ER TB\_N que adota a categorização sugerida pelo OECD (2001), NACE (2008), Zeugner (2013), AMECO (2017), OECD (2018) e a Comissão Europeia (EC, 2018). Os três modelos foram executados no *software* STATA-14.

Belke, Haskamp e Schnabl (2018) chamam atenção para o fato contrastante com o modelo seminal internacional de Balassa-Samuelson em que os influxos de capitais têm visado não necessariamente o setor de bens transacionáveis, mas também o setor não transacionável, como o setor bancário, o transporte ou a comunicação. Isso pode ocorrer principalmente em zonas econômicas com um mercado comum, como na União Europeia, que segundo Johnson (2014), Baldwin e Lopez-Gonzalez (2015) seguem cadeias globais de valor.

### 3.3.2 Modelo Estimado

Séries temporais avaliam um conjunto de observações ordenadas no tempo, buscando identificar padrões não aleatórios nas variáveis de interesse, observar se o comportamento destas permite fazer previsões sobre o futuro e apresentam movimentos persistentes

no longo prazo, mostrando tendências ou expondo instabilidade ao longo do tempo. As divergências apresentadas põem em risco as previsões e as influências baseada na regressão de séries temporais. Entretanto, existem procedimentos estatísticos para detectar as tendências e as quebras, que uma vez detectadas, podem ser ajustadas à especificação do modelo.

Na análise dos modelos, observam-se como as variáveis se relacionam entre si, ponderando as relações estruturais entre elas e a presença de tendências. Para isso, emprega-se o teste de causalidade de Granger (1969), que identifica o sentido causal entre as variáveis, logo testa se a hipótese de que os coeficientes de todos os valores de uma variável  $X$  são iguais a zero, implicando que se  $X$  causa  $Y$  no sentido de Granger (1969), então  $X$  é um previsor útil de  $Y$ , dadas as outras variáveis na regressão.

Após do teste de causalidade de Granger (1969), aplica-se os testes de raiz unitária, para testar a presença de uma tendência estocástica. Os testes de raiz unitária empregados são o teste de Dickey e Fuller (1979) (DF), que desenvolveram valores críticos para a presença de uma raiz unitária em presença de uma constante e o teste Phillips-Perron (PP) (1988), que tem como hipótese nula a presença de raiz unitária e como hipótese alternativa as estacionariedades (PHILLIPS; PERRON, 1988; SIMÕES; MARÇAL, 2012). De acordo com Dickey e Fuller (1979), para detectar a hipótese de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade, na qual a variável de análise  $y_t$  é estimada pela regressão de mínimos quadrados ordinários, aplica-se o teste ADF (Teste de Dickey-Fuller aumentado) para estimar a regressão e observar se ocorre cointegração.

Após corrigir as variáveis com os números de defasagens sugeridas pelos testes de raíse unitária, aplica-se uma generalização do trabalho de Engle e Granger (1987) e o teste de cointegração proposto por Johansen (1988), que possibilita a análise de relações estruturais entre variáveis, determinando se elas possuem ou não um equilíbrio de longo prazo. A cointegração de Johansen (1988) tem como hipótese que todas as variáveis no sistema possuem ordem de integração 1 (um) ou inferior.

O método de Johansen (1988) verifica a presença de múltiplos vetores de cointegração ao utilizar um modelo VEC - *Vector error-correction*, representado pela equação 3.18:

$$X_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Na qual:  $x_t =$  vetor ( $n \times 1$ ),  $A_s$  são as  $n$  variáveis integradas de mesma ordem, e com  $k$  defasagens;  $A_i =$  matriz de parâmetros de ordem ( $n \times n$ );  $\varepsilon_t =$  termo do erro, com  $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \Omega)$  (Independentes e identicamente distribuídos).

Para Enders (2008), através do Teorema da Representação de Granger - Johansen,

a equação (3.18) pode ser expressa por meio de VEC, quando  $x_t \sim CI(1, 1)$ :

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

Sendo:

$$\Pi = -(I - \sum_{i=1}^k A_i), \text{ e } \Pi_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j \quad (3.20)$$

A matriz  $\Pi$  ( $n \times n$ ) pode ser representada pelo produto de duas matrizes  $\Pi = \alpha \beta'$ . A matriz  $\alpha$  é formada pelos coeficientes de ajustamento (seus elementos são a velocidade de ajustamento das variáveis a desequilíbrios no curto prazo) e a matriz  $\beta$  possui os parâmetros de cointegração (ENDERS, 2008), com o termo de correção de erros  $\beta' x_{t-1}$ . O posto da matriz  $\Pi$  é igual ao número de raízes características de  $\Pi$  diferentes de zero, indicando o número de vetores de cointegração (ENDERS, 2008).

Enders (2008) esclarece que caso o posto da matriz seja igual a zero, a matriz é nula e um VAR - *Vector autoregressive models*, na primeira diferença, neste caso, não existe cointegração, pois não se verifica combinação linear estacionária entre as variáveis de  $x_t$ ; mas se a matriz for  $n$ ,  $\Pi$  tem posto completo e as variáveis de  $x_t$  são estacionárias, não cabendo análise de cointegração e se for  $r$ , sendo  $1 < r < n$ , existem  $r$  vetores de cointegração.

Assim, verificar o número de vetores de cointegração que ocorre mediante a análise da significância das raízes características estimadas de  $\Pi$ , sendo esta realizada por duas estatísticas (ENDERS, 2008), a estatística do traço,  $\lambda$  traço que testa a hipótese nula de existência do máximo autovalor  $r$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r + 1$  vetores (ENDERS, 2008).

Para Johansen e Juselius (1990), o VAR depende do número de defasagens das variáveis, pois a condição de estacionariedade é necessária e suficiente para se aplicar ao VAR dentro de um modelo de vetores autorregressivos, as variáveis são tratadas simetricamente e endogenamente. Quando não é possível se determinar claramente quando as variáveis são endógenas ou exógenas, emprega-se o sistema de VAR de Sims (1980), determinando que variáveis devem ser tratadas simetricamente. Para a generalização do modelo, admite-se que os processos são todos estocásticos  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$  (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

### 3.4 Resultado dos Testes

Para avaliar o Efeito Balassa-Samuelson usa-se PPP relativa e TFP para os 3 sistemas: sistema 1: ER TFP; sistema 2: ER TB e sistema 3: ER TB\_N, para os 10 pares de países. Primeiro aplica-se o teste de causalidade de (GRANGER, 1969) que mostra para a Áustria no sistema 1 que a produtividade causa, no sentido de Granger (1969), a

taxa de câmbio a um p-valor de 1%, ou seja, qualquer alteração na taxa de câmbio seja para cima ou para baixo, implica que a produtividade irá aumentar ou reduzir. Para o sistema 2 da Áustria, ocorre o oposto, com um p-valor de 5%, ou seja, nos dois primeiros sistemas encontra-se causalidade unilateral e no sistema 3 ocorre independência, pois não existe causalidade de Granger (1969) em nenhum sentido.

Nos 3 sistemas da Bélgica, a taxa de câmbio causa no sentido de Granger (1969), as produtividades a um p-valor de até 10%. Para a Dinamarca nos sistemas 1, 2 e 3, taxa de câmbio causa no sentido de Granger (1969) produtividade com um p-valor de até 10% e a produtividade causa no sentido de Granger (1969) a taxa de câmbio nos sistemas 1 e 3 também a um p-valor de até 10%, implica dizer que para os sistemas 1 e 3 a qualquer alteração na taxa de câmbio levará a movimentos semelhantes na produtividade e que caso a produtividade cresça ou reduza no país, a taxa de câmbio seguirá movimentos similares aos da produtividade, neste caso temos sistemas bicausais.

A Finlândia, os sistemas 1 e 2 demonstram que a taxa de câmbio causa no sentido de Granger (1969) as produtividades a menos de 1% e no sistema 3, a causalidade ocorre em sentido oposto. Na França, para o sistema 1, produtividade causa, no sentido de Granger (1969) a taxa de câmbio, no entanto nos demais sistemas, é a taxa de câmbio causa, no sentido de Granger (1969) a produtividade.

Considerando a Itália, a taxa de câmbio causa, no sentido de Granger (1969) a produtividade para os sistemas 1 e 2, na qual no sistema 2 ocorre simultaneidade, pois produtividade causa no sentido de Granger (1969) a taxa de câmbio, para o sistema 3 observa-se que a produtividade causa, no sentido de Granger (1969) a taxa de câmbio com um p-valor menor do que 1%. A causalidade de Granger (1969) ocorre nos sistemas 2 e 3 do Japão no sentido que a taxa de câmbio causa produtividade e no sistema 1 há independência. Na Holanda, para os 3 sistemas, a taxa de câmbio causa no sentido de Granger (1969) a produtividade, no entanto no sistema 3 encontra-se a causalidade reversa, ou seja, uma causalidade mútua entre as variáveis a um p-valor de até 10%.

Avaliando os resultados da Espanha para a causalidade de Granger (1969), nos sistemas 1 e 3 as variáveis de taxa de câmbio e as produtividades apresentam causalidade recíproca, já no sistema 2, a taxa de câmbio causa no sentido de Granger (1969) a produtividade. No caso do Reino Unido, a causalidade de Granger (1969) mostra que no sistema 1 a taxa de câmbio causa a produtividade; no sistema 2 a causalidade acontece de forma bilateral e o sistema 3 não apresenta causalidade.

Na sequência empregando-se o VEC (*Vector error-correction models*), que ao calcular e classificar a matriz do coeficiente de correção de erros, dada pelo rank, determina se ocorre ou não cointegração. A Tabela 4 resume os resultados do teste de cointegração para as 30 combinações possíveis dos 3 sistemas propostos, 5 cointegram no nível com p-valor de 5%. Para o sistema 1 os pares de países Dinamarca - EUA; França - EUA e

Espanha - EUA corroboram; para o sistema 2, nenhum par de países confirma a teoria e para o sistema 3, os pares de países Japão - EUA e Holanda - EUA ratificam o Efeito Balassa-Samuelson.

Como a maioria das variáveis não apresentaram estacionariedade no nível, aplicam-se os testes de robustez de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988) para analisar a estacionariedade das variáveis dos modelos. Os testes de raiz unitária apontam que à exceção das taxas de câmbio da Dinamarca, Espanha, Holanda, França, Japão e Reino Unido; das produtividades dos sistema 1 da Dinamarca e Espanha; da produtividade dos sistema 2 do Reino Unido e das produtividades dos sistema 3 do Japão e Holanda que são estacionárias no nível, as demais variáveis precisam de uma diferenciação para ficarem estacionárias.

Tabela 4 – VEC - *Vector error-correction models*

Variáveis	Rank	Trace Statistic	5% Critical Value
aususa_er aususa_s_1	0	12.3451*	15.41
aususa_er aususa_s_2	0	6.6252*	15.41
aususa_er aususa_s_3	0	6.5825*	15.41
belusa_er belusa_s_1	0	7.3410*	15.41
belusa_er belusa_s_2	0	7.9266*	15.41
belusa_er belusa_s_3	0	7.0777*	15.41
dnkusa_er dnkusa_s_1	1	3.4749*	3.76
dnkusa_er dnkusa_s_2	0	14.4631*	15.41
dnkusa_er dnkusa_s_3	0	12.0264*	15.41
finusa_er finusa_s_1	0	10.8502*	15.41
finusa_er finusa_s_2	0	8.6050*	15.41
finusa_er finusa_s_3	0	12.8341*	15.41
frausa_er frausa_s_1	1	0.0203*	3.76
frausa_er frausa_s_2	0	8.3487*	15.41
frausa_er frausa_s_3	0	8.3491*	15.41
itause_er itause_s_1	0	12.9833*	15.41
itause_er itause_s_2	0	12.1583*	15.41
itause_er itause_s_3	0	10.9475*	15.41
jpausa_er japusa_s_1	0	13.0184*	15.41
japusa_er japusa_s_2	0	12.6287*	15.41
japusa_er japusa_s_3	1	0.0993*	3.76
nldusa_er nldusa_s_1	0	7.5214*	15.41
nldusa_er nldusa_s_2	0	14.4049*	15.41
nldusa_er nldusa_s_3	1	0.9593*	3.76
spause_er spause_s_1	1	0.7146*	3.76
spause_er spause_s_2	0	6.6840*	15.41
spause_er spause_s_3	0	12.7956*	15.41
ukusa_er ukusa_s_1	0	14.5807*	15.41
ukusa_er ukusa_s_2	1	19.0019	15.41
ukusa_er ukusa_s_3	0	12.9984*	15.41

Fonte: Elaborado pela autora

Diante distos, aplica-se os testes de raiz unitária, ADF e Phillips–Perron com uma diferenciação. Os resultados encontrados mostram que uma diferença é suficiente para deixar as demais variáveis estacionárias. Desta forma, após gerar as novas variáveis aplica-se o VAR (Vector autoregressive models) de Sims (1980) que propõe que variáveis devem ser tratadas simetricamente quando não é possível de se determinar claramente quando são endógenas ou exógenas, por conseguinte, determina o número de *lags* apropriadas para cada um dos modelos.

Como critérios de informação para determinar o número de *lags*, aplica-se o *final prediction error* (FPE) (AKAIKE, 1969); o *Akaike information criterion* (AIC) (AKAIKE, 1973); o *Schwarz Bayesian information criterion* (SBIC) (SCHWARZ et al., 1978); o *Hannan–Quinn information criterion* (HQIC) (HANNAN; QUINN, 1979) e a sequência estatística de teste de razão de verossimilhança (LR). Estes critérios mostram que os pares de países Áustria - EUA (sistema 3); Dinamarca - EUA (sistema 2); Japão - EUA (sistema 3) e Holanda - EUA (sistema 3) possuem 2 *lags*. Os critérios de informação exibem que no sistema 2, os pares Espanha - EUA, Finlândia - EUA, Itália - EUA e Japão - EUA e os pares do sistema 3 Espanha - EUA e Finlândia - EUA, têm 3 *lags*. Já o par de países Itália - EUA do sistema 1 detém 4 *lags* e os demais pares de todos os 3 sistemas só possuem 1 *lag*. Em seguida, roda-se o VEC (*Vector error-correction model*) com o número de *lags* que foram determinados no VAR. Dos modelos avaliados, 13 confirmam o Efeito B-S, na qual 6 pares de países pertencem ao sistema 1, 4 pares ao sistema 2 e 3 pares ao sistema.

Para o sistema 1 (bens transacionáveis somados aos não transacionáveis) os pares de países que corroboraram a teoria são: Bélgica - EUA com um p-valor de 1%, e o *Johansen normalization restriction imposed* revela que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio; Dinamarca - EUA com um p-valor a 10%; Finlândia - EUA confirma a teoria com o p-valor a 1%, e o *Johansen normalization restriction imposed* exibe que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio; Japão - EUA, com um p-valor a 1% e o *Johansen normalization restriction imposed* mostra que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio; Holanda - EUA, com um p-valor a 10% e Reino Unido - EUA com um p-valor a 5% e o *Johansen normalization restriction imposed* aponta que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de cambio.

A Figura 2 exibe os gráficos dos 6 pares de países do sistema 1 (que considera a soma de bens comercializáveis com os não transacionáveis), que validam o Efeito Balassa-Samuelson, sendo possível comparar o movimento da taxa de câmbio de fim de período com o movimento cambial resultante do Efeito B-S.

No primeiro quadrante da esquerda da figura 2, observa-se o gráfico da Bélgica<sup>4</sup>

<sup>4</sup> Para os países que fazem parte da União Europeia, alguns fatores devem ser avaliados, pois desde 1979 foi estabelecido um acordo como parte do plano do Sistema Monetário Europeu (SME - *European Monetary System*), com a intenção de evitar grandes flutuações das taxas de câmbio, buscando alcançar uma estabilidade monetária (ERM - *European Exchange Rate Mechanism*) (EU, 2018). Esse preparação

- USA, mostrando o comportamento das taxa de câmbio em comparação com o Efeito Balassa-Samuelson. No início de 1980, a Bélgica enfrentou um difícil período de ajuste estrutural causado pela queda na demanda por seus produtos tradicionais, deterioração do desempenho econômico e negligência na reforma estrutural (EU, 2018), considerando que a produtividade corrige a taxa de câmbio, é visível a queda no Efeito B-S nos anos 1980. No entanto, nas décadas de 1980 e 1990, foi um período de aumento de investimentos de multinacionais (EU, 2018), o que produz picos no Efeito Balassa-Samuelson. Além disso, em 1990, o governo ligou o franco belga ao marco alemão, por meio do monitoramento das taxas de juros alemãs, logo, à medida que as taxas de juros alemãs aumentaram após 1990, as taxas belgas aumentaram e contribuíram para um declínio na taxa de crescimento econômico, em 1992 e 1993, a economia belga sofreu a pior recessão desde a Segunda Guerra Mundial (EU, 2018).

No início do século XXI nota-se uma queda brusca do Efeito B-S, coincidindo com a terceira fase de implementação da União Económica e Monetária. Nos anos seguinte ocorre uma estabilização, considerando que a Bélgica embora seja grande exportadora de determinados produtos e serviços, também importa muitos outros, principalmente com os demais membros da União Europeia, esta relação é expressa no gráfico de forma crescente, embora mais lenta, é mais duradoura do que os demais períodos avaliados. Um fato importante é que nas análises do par Bélgica - EUA, a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio (*Johansen normalization restriction imposed*), provavelmente por isso, os resultados do Efeito Balassa-Samuelson apresentam-se mais fieis a realidade do que a taxa de câmbio.

No primeiro quadrante da direita, da figura 2, está o gráfico da Dinamarca<sup>5</sup> - USA, que possui uma moeda desvalorizada em relação ao dólar e ao euro. Considerando o grande crescimento económico que o país passou no final da década de 1970 e início de 1980 (EU, 2018), o Efeito B-S mostra que de fato o aumento da produtividade do país influenciou na oscilação, de forma positiva da taxa de câmbio da coroa dinamarquesa. Um episódio questionável é a queda da taxa de câmbio, uma vez que a coroa dinamarquesa estava indexada ao euro através do ERM<sup>6</sup>. Entretanto observa-se uma queda no Efeito Balassa-Samuelson, decorrente da recessão em 1986, quando o governo introduziu uma reforma tributária e restringiu o mercado de empréstimos privados por causa de um déficit

---

para a União Económica e Monetária passou por 3 etapas de implementação: A primeira fase (1990 — 1991), inicia a livre circulação de capitais; a segunda (1994 — 1997) é a transição e ajustes das políticas económicas e monetárias e na terceira (1999 — 2002) ocorre a fixação das taxas de câmbio, entrada em funcionamento Banco Central Europeu e introdução da moeda única, o Euro (EU, 2018).

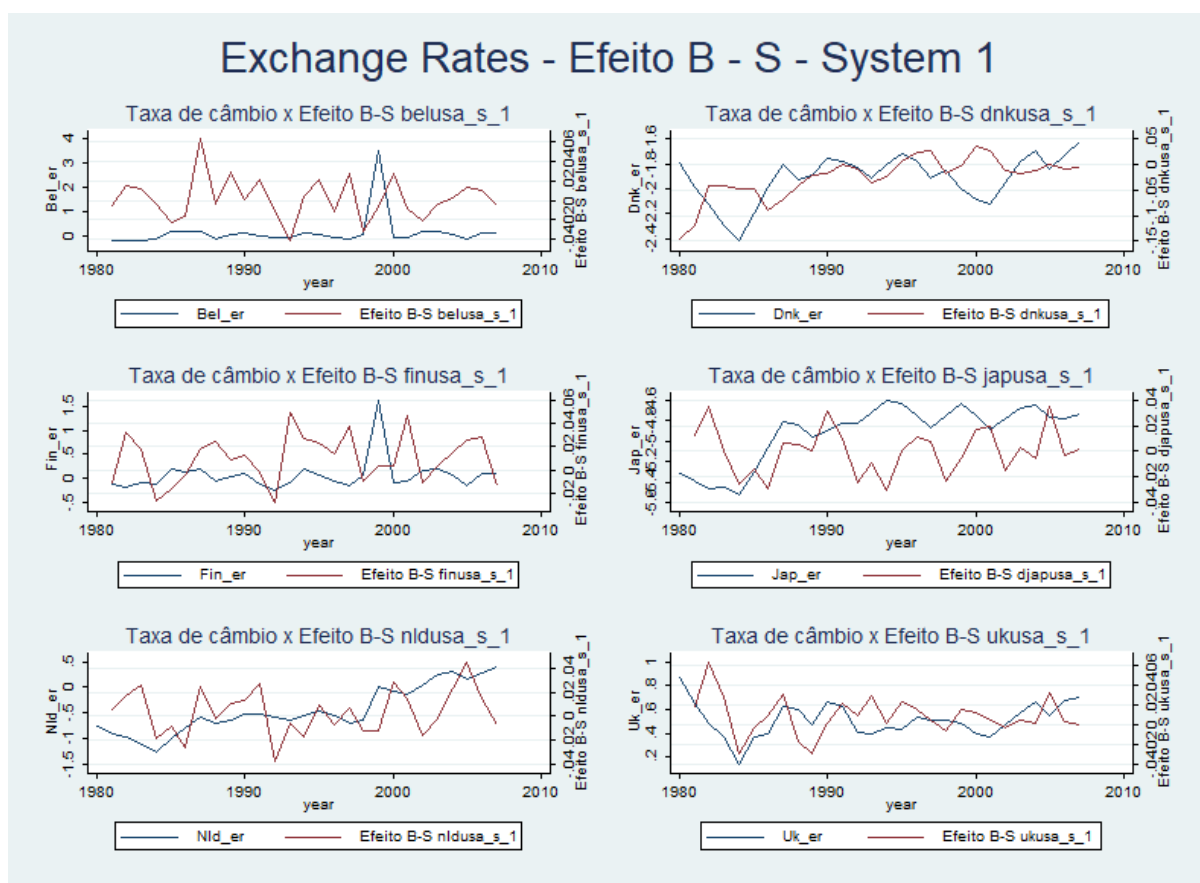
<sup>5</sup> A Dinamarca, mesmo sendo integrante da União Europeia, o tem como moeda a coroa dinamarquesa, o país negociou o direito de optar por não participar do Tratado de Maastricht de 1992 e ter o euro como moeda corrente, no entanto sua taxa de câmbio está vinculada ao euro através do Mecanismo Europeu de Taxa de Câmbio (EU, 2018).

<sup>6</sup> *European Exchange Rate Mechanism* ou Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio, foi um acordo firmado pelos participantes iniciais da União Europeia, em 1979, em decorrência da criação do Sistema Monetário Europeu.



recorde de balanço de pagamentos (EU, 2018).

Figura 2 – Efeito Balassa-Samuelson para o sistema 1



Fonte: Elaborado pela autora

Como consequência, a balança comercial apresentou superávit em 1987 e a balança de pagamentos teve superávit em 1990 (EU, 2018), por isso a linha do gráfico referente ao Efeito B-S é crescente. Em 1993 observa-se uma queda do Efeito Balassa-Samuelson, período que começou o processo de redução do desemprego no país (EU, 2018). Em 1998 nota-se uma nova queda do Efeito B-S, decorrente do déficit da balança de pagamentos (EU, 2018). Nos anos 2000 o crescimento do Efeito Balassa-Samuelson é quase inexistente, provavelmente uma previsão da crise financeira, mesmo com o aumento da produtividade de 2004 até 2006 (EU, 2018). Importante notar nesse gráfico da Dinamarca – EUA, que a movimentação da taxa de câmbio e do Efeito B-S são similares nos anos 1990, mesmo não ocorrendo correção (*Johansen normalization restriction imposed*) entre as variáveis de produtividade e de taxa de câmbio.

No segundo quadrante a esquerda, da figura 2, está o gráfico da Finlândia<sup>7</sup> - EUA. Grande parte do crescimento econômico na década de 1980 (linha do Efeito Balassa-

<sup>7</sup> Única economia nórdica a adotar o Euro.

Samuelson crescente) foi baseado no financiamento e inadimplência de dívida pública que levou a uma crise de poupança e empréstimo, em 1991 e a economia finlandesa caiu em uma recessão <sup>8</sup> (EU, 2018), no gráfico ocorre uma queda abrupta do Efeito B-S. Em 1993 devido as regulamentações financeiras e modificação do mercado de produtos (EU, 2018), a economia finlandesa volta a prosperar, como mostra a linha do Efeito Balassa-Samuelson. Nos anos 2000 houve uma desaceleração do crescimento econômico finlandês como consequência da crise na indústria do papel (EU, 2018), o que também é observado na linha do Efeito B-S. Assim como no gráfico anterior, a linha da taxa de câmbio não se mantém tão fiel as oscilações econômicas, uma vez que conforme resultados do teste *Johansen normalization restriction imposed*, a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio.

No segundo quadrante da direita, da figura 2, observa-se o gráfico do Japão<sup>9</sup> - USA, que mostra o aumento do Efeito Balassa-Samuelson no início de 1980, mas reduz no meio da década de 1980. É importante lembrar que o Japão passou por um crescimento econômico durante a década de 1980 e que no final deste período, o país se torna uma economia com altos salários (BJ, 2018) o que eleva tanto a taxa de câmbio, como o Efeito B-S no final de 1980 e início de 1990, fatos compatíveis com as constantes oscilações do índice de produtividade para o período. O crescimento desacelerou na década de 1990, e no final desta década o Japão incorreu em massivos déficits orçamentários (BJ, 2018), o gráfico mostra constantes quedas na linha do gráfico referente ao Efeito Balassa-Samuelson. De acordo com o BJ (2018) estes fatos levaram o governo japonês a se comprometer a formular políticas de "reforma estrutural" para combater os excessos especulativos dos mercados de ações e imobiliário, o que causou deflação entre 1999 e 2004, o que levou ao crescimento da produtividade, fatos mostrados nas linhas do Efeito B-S e da taxa de câmbio, que possuem alguns pontos semelhantes no gráfico, e confirmado pelos resultados do teste de *Johansen normalization restriction imposed*, na qual a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio.

No terceiro quadrante a esquerda, da figura 2, está o gráfico da Holanda - EUA, que durante os anos 1980 passa por diversos problemas políticos. No início dos anos 1990 a linha do Efeito Balassa-Samuelson sofre uma queda que demora até os anos 2000 para se recuperar, em decorrência a conflitos políticos e ao desemprego atrelado aos gastos sociais (EU, 2018). Entre 1998 e 2000, obteve um crescimento econômico anual (EU, 2018), relatado pela linha do Efeito B-S, o crescimento diminuiu consideravelmente entre 2001-2005, com o abrandamento econômico mundial (EU, 2018) e a economia neerlandesa experimentou uma desaceleração em 2005. Todos esses eventos são observáveis nas oscilações da linha do Efeito B-S, que mostra-se mais sensível do que a da taxa de câmbio, embora nenhuma

<sup>8</sup> Por causada do superaquecimento econômico e pelo colapso econômico da URSS (União das Repúblicas Socialistas Soviéticas).

<sup>9</sup> A moeda do Japão (Iene) opera em taxa de câmbio desvalorizada em relação ao dólar e ao euro.

das variáveis está causando a outra (*Johansen normalization restriction imposed*).

No terceiro quadrante a direita, da figura 2, é possível observar o gráfico para o Reino Unido, UK - USA. Nos anos 1980 muitas indústrias estatais e concessionárias foram privatizadas, foram feitos cortes de impostos, reformas sindicais foram aprovadas e os mercados desregulamentados como tentativa de reduzir o aumento substancial do desemprego que atingiu seu pico em 1984 (EU, 2018), o que levou a grandes oscilações da taxa de câmbio e da linha do Efeito Balassa-Samuelson. A economia da Grã-Bretanha caiu em outra recessão global no final de 1990, no entanto, a recuperação econômica subsequente foi extremamente forte, e ao contrário da recessão do início dos anos 80, a recuperação viu uma queda rápida e substancial no desemprego (EU, 2018), como é possível constatar no gráfico segundo o Efeito B-S. Os anos 2000, juntamente com mudanças políticas, a economia do Reino Unido apresenta-se forte, com baixa inflação, queda do desemprego e uma conta corrente excedente (EU, 2018), como é possível constatar no gráfico, salvo o último ano do Efeito Balassa-Samuelson que já mostra alterações em decorrência da crise econômica.

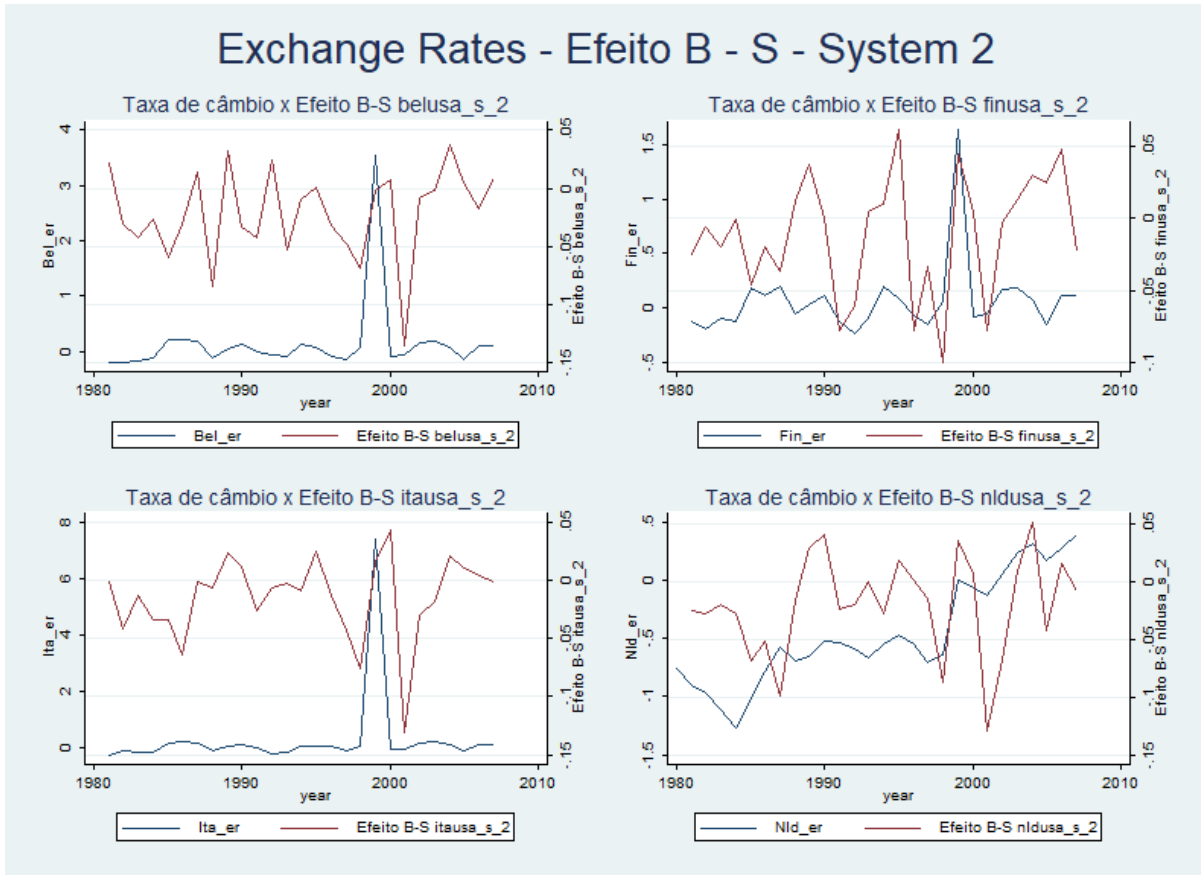
Para o sistema 2 (bens transacionáveis ponderando apenas bens de consumo) os pares de países que confirmam a teoria são: Bélgica - EUA, considerando o p-valor de 10% e o *Johansen normalization restriction imposed* revela que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio; Finlândia - EUA com um p-valor a 5% e o *Johansen normalization restriction imposed* expressa que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio; Itália - EUA, com um p-valor a 10%, além disso *Johansen normalization restriction imposed* indica que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio e Holanda - EUA, com um p-valor a 1%.

No primeiro quadrante da esquerda da figura 3, aprecia-se o gráfico da Bélgica - USA, mostrando o comportamento das taxa de câmbio em comparação com o Efeito Balassa-Samuelson. Como já relatado na análise do sistema 1, a Bélgica enfrentou um período de ajustes e aumento de investimentos nos anos 1980 e 1990, teve o franco belga ligado ao marco alemão em 1990 (EU, 2018), o que levou a grandes oscilações na linha referente ao Efeito B-S. Nota-se a linha do Efeito Balassa-Samuelson que, composta por bens transacionáveis é muito mais sensível a terceira fase de implementação da União Econômica e Monetária, isso deve-se a veracidade de que quase 75% da economia belga é movida por serviços (EU, 2018), o que leva uma leitura errônea da realidade.

No primeiro quadrante da direita, da figura 3, está o gráfico da Finlândia - EUA. Assim como descrito no sistema 1, a Finlândia teve grande parte do crescimento econômico inadimplência na década de 1980, recessão de 1991 até 1993, após esse período, a economia finlandesa volta a prosperar, mas nos anos 2000 ocorreu uma desaceleração do crescimento econômico (EU, 2018). Neste sistema 2, mesmo com o mesmo intervalo do sistema 1, as oscilações do gráfico para o Efeito B-S são extremamente mais abruptas, além de

desconsiderar que mais de 60% da economia finlandesa é decorrente de serviços (EU, 2018), logo os resultados do sistema 2 apresentam-se distorcidos da veracidade dos eventos ocorridos na economia finlandesa.

Figura 3 – Efeito Balassa-Samuelson para o sistema 2



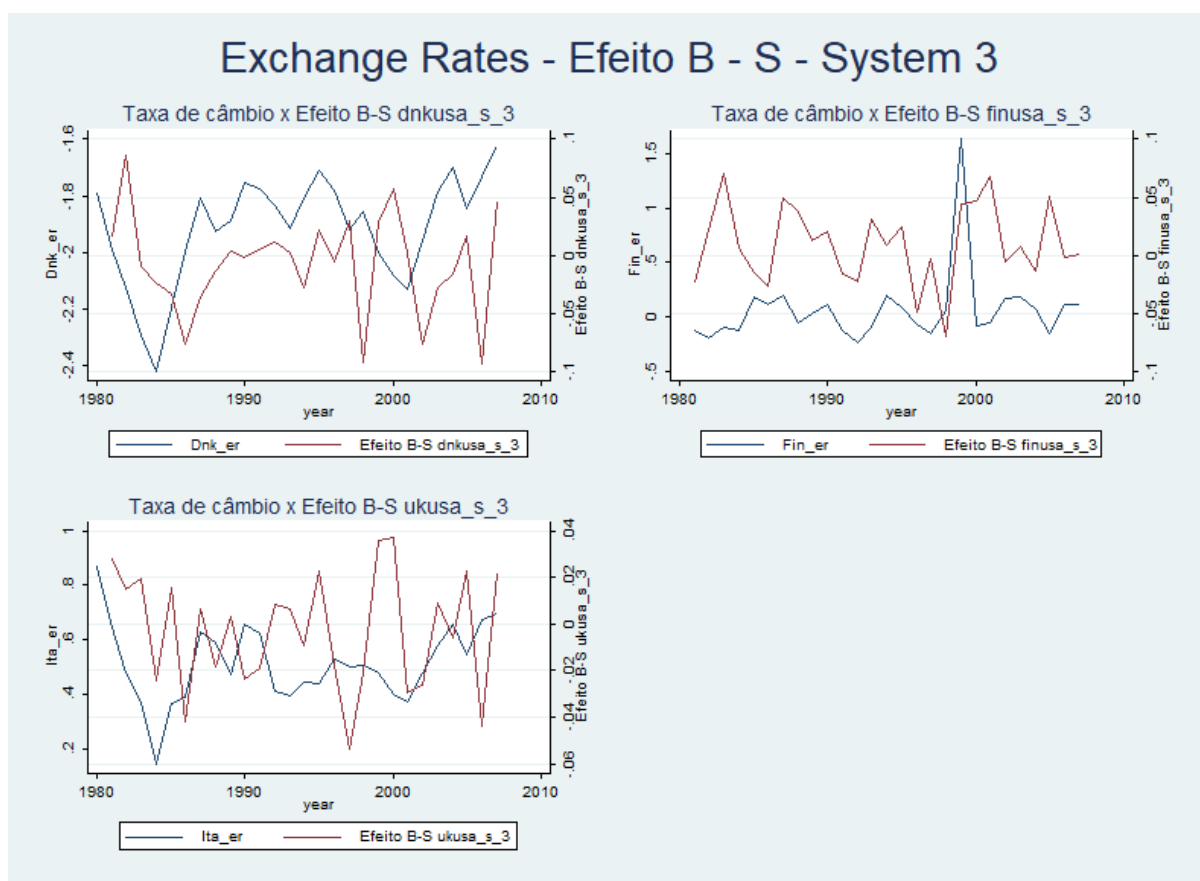
Fonte: Elaborado pela autora

No segundo quadrante da esquerda, da figura 3 observa-se o gráfico dos pares de países Itália - EUA. Considerando que a Itália passou por uma recessão econômica que se prolongou até meados de 1980, mas com uma recuperação econômica devido ao setor manufatureiro, que cresceu graças ao aumento da produtividade e elevação das exportações nas décadas seguintes e que a implantação de altas taxas de impostos fizeram com que a Itália estagnasse no começo dos anos 2000 (EU, 2018). Diante disso, avaliando o gráfico, a exceção da estagnação no começo dos anos 2000 (linha do Efeito B-S no gráfico), nenhum dos outros eventos são condizentes com o que a linha do Efeito Balassa-Samuelson mostra, muito provavelmente porque somente bens de consumo são considerados bens comercializáveis, exatamente o que salvou a economia italiana, o setor manufatureiro, mostrando uma tendência do sistema 2 em relação a realidade.

No segundo quadrante da direita, da figura 3 observa-se o gráfico da Holanda - EUA, que como já explicado no sistema 1, nos anos 1980, a Holanda passa por diversos problemas políticos que demora até os anos 2000 para se recuperar (EU, 2018). A exceção da recessão em 2005, os demais movimentos no gráfico para o Efeito B-S são muito bruscos, com grande constância de ponto de inflexão, não muito condizentes com os fatos da economia holandesa ou que mostra de forma extrema os acontecimentos do país.

Para o sistema 3 (afere bens comercializáveis, pesando bens de consumo juntamente com alguns setores de serviços) os pares de países que corroboraram a teoria são: Dinamarca - EUA, com um p-valor a 10%; Finlândia - EUA com um p-valor a 10% e Reino Unido - EUA com um p-valor a 10% e *Johansen normalization restriction imposed* anuncia que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio.

Figura 4 – Efeito Balassa-Samuelson para o sistema 3



Fonte: Elaborado pela autora

No primeiro quadrante da direita, da figura 4, está o gráfico da Dinamarca – USA. Relembrando o que foi afirmado no sistema 1, a Dinamarca teve crescimento económico até o início de 1980, para depois passar por uma recessão em 1986, em 1993 ocorreu a redução do desemprego, teve a coroa dinamarquesa indexada ao euro, e aumentou da produtividade

de 2004 até 2006 (EU, 2018). Neste gráfico do sistema 3 para Dinamarca, é possível ver com maior clareza do que gráfico do sistema 1 para Dinamarca, a movimentação da linha para o Efeito Balassa-Samuelson alguns eventos até o processo de indexação do euro. Todavia ao contrário do sistema 1, que manteve o Efeito B-S constante nos anos 2000, o sistema 3 mostra uma queda que acompanha a linha da taxa de câmbio, mesmo que nenhuma das variáveis ajuste a outra *Johansen normalization restriction imposed*. Examinando a última parte dos gráficos do sistema 1 e 3 da Dinamarca, é possível dizer que o gráfico do sistema 3 aparenta ser mais fiel a realidade dinamarquesa.

No primeiro quadrante da esquerda, da figura 4, está o gráfico da Finlândia – EUA, que como já visto, passou por um crescimento econômico irregular na década de 1980, teve uma crise em 1991, mas voltou a prosperar em 1993, mas nos anos 2000 houve uma desaceleração do crescimento econômico (EU, 2018). A Finlândia possui gráficos bem distintos quando comparado os sistemas 1 e 2, todavia o sistema 3 possui elementos do sistema 1, mas de forma mais acentuada, mostrando com mais veemência alguns pontos de inflexão da linha do Efeito Balassa-Samuelson, sendo plausível com a análise feita até o momento. O grande diferencial está no momento da implementação da terceira etapa (1999 – 2002) da União Económica e Monetária, quando ocorre a fixação das taxas de câmbio culminando na introdução do Euro. No gráfico do sistema 1, a linha do Efeito B-S mostra que o país sofreu o começo da implementação, o que não acompanha a linha da taxa de câmbio, todavia para os sistemas 2 e 3 o Efeito B-S é semelhante a movimentação da linha da taxa de câmbio, mostrando uma maior fidelidade ao que aconteceu.

No segundo quadrante a esquerda, da figura 4, está o gráfico para o Reino Unido, UK – USA, como já explicado, o país passou por privatizações, cortes de impostos, e várias reformas nos anos 1980, para reduzir a taxa de desemprego que atingiu seu auge em 1984, um outra recessão ocorreu nos anos 1990, precedida por recuperação econômica forte (EU, 2018). Diferindo do gráfico do sistema 1, a linha do Efeito Balassa-Samuelson para o sistema 3, mostra de fato a recuperação econômica dos anos 1990, principalmente se considerar o fato que a produtividade é quem está corrigindo a taxa de câmbio *Johansen normalization restriction imposed*. Além disso nos anos 2000 a economia inglesa apresenta-se forte (EU, 2018), o que é notado no gráfico do sistema 3, uma vez que o gráfico do sistema 1 mostra uma estabilidade no início dos anos 2000, para depois apresentar crescimento. O setor de serviços é o setor dominante da economia do Reino Unido, em 2007, o Reino Unido teve o terceiro maior déficit em conta corrente do mundo, principalmente devido a um grande déficit em produtos manufaturados (EU, 2018), o gráfico do sistema 3 mostra ainda o ponto de inflexão da crise econômica e o início da recuperação do país frente ao ocorrido.

## 3.5 Conclusão e Considerações finais

Esse trabalho buscou verificar se taxa de câmbio de longo prazo se mantém sobre a perspectiva do Efeito Balassa-Samuelson, ponderando três classificações para o índice de produtividade, sugerindo a averiguação do sistema 1: ER TFP, que pondera o índice agregado (bens comercializáveis + bens não transacionáveis); o sistema 2: ER TB que ao mensurar TFP considera apenas os bens transacionáveis que são bens de consumo e o sistema 3: ER TB\_N, que afere apenas bens comercializáveis, pesando bens de consumo juntamente com alguns setores de serviços, seguindo uma nova classificação, que embora presente na literatura, não é aplicada nos teste. A intenção desta pesquisa é avaliar se o Efeito B-S é observado ou não e se existe diferença ao se considerar ou não a inclusão de bens não transacionáveis, bem como a inclusão de alguns setores de serviços como bens transacionáveis.

Para os testes foram utilizadas base de dados anuais, no período de 1980 até 2007, em 10 pares de países. Os resultados do teste de cointegração de Johansen (1988), apontam preliminarmente que cinco pares de países cointegram (Tabela 4), na sequência executa-se os testes de raízes unitárias de Phillips e Perron (1988), Dickey e Fuller (1979) para analisar a estacionariedade dos modelos, algumas variáveis precisaram de primeira diferença para ficar estacionárias. Após gerar as novas variáveis aplica-se o VAR de Sims (1980), para se determinar o número de *lags* e o VEC intencionando-se descobrir quais modelos corroboram o Efeito B-S.

Os resultados mostram que das 30 combinações possíveis, 13 confirmam o Efeito Balassa-Samuelson, para o sistema 1, os pares de países Bélgica - EUA; Dinamarca - EUA; Finlândia - EUA; Japão - EUA; Holanda - EUA e Reino Unido - EUA, para o sistema 2, Bélgica - EUA; Finlândia - EUA; Itália - EUA e Holanda - EUA e para o sistema 3, Dinamarca - EUA; Finlândia - EUA e Reino Unido - EUA. Das quais, quatro pares, Bélgica - EUA; Dinamarca - EUA; Holanda - EUA e Reino Unido - EUA corroboram em 2 dos sistemas avaliados e apenas o par de países Finlândia - EUA confirma a teoria nos 3 sistemas. Todavia, como os resultados encontrados mostram que embora a teoria corrobore, o fato não é observado para a maioria dos 10 pares de países avaliados, não sendo possível fazer generalizações, logo o Efeito Balassa-Samuelson não é comprovado.

Os resultados encontrados vão de encontro com o que é apresentado pela literatura (LOJSCHOVA, 2003; VASCONCELOS, 2004; ÉGERT; HALPERN; MACDONALD, 2006; FEENSTRA; INKLAAR; TIMMER, 2015; BELKE; HASKAMP; SCHNABL, 2018), que embora o modelo de equilíbrio geral de Balassa-Samuelson tenha bom desempenho como teoria dos preços relativos, parece incapaz de explicar os desvios de tendência da PPP (ASEA; MENDOZA, 1994) em relação a produtividade, mostrando que o Efeito Balassa-Samuelson apresenta ser mais fraco do que se pensava anteriormente.

Uma explicação segundo Samuelson (1948, 1964) e Égert, Halpern e MacDonald (2006), é a disparidade na composição de cesta de bens com diversidade de preços em face da mobilidade de mercadorias, devido a díspares padrões de consumo e de produção entre os países, que podem almejar consumir diferentes bens e/ou distintas quantidades do mesmo bem, além disso, um produto final pode ser fabricado em múltiplos países e com componentes de origem heterogênea (SAMUELSON, 1948; SAMUELSON, 1964).

Como observados nesta pesquisa, as três classificações propostas para TFP, apresentam resultados diferentes uns dos outros, talvez porque segundo OECD (2001), Jorgenson, Kuroda e Motohashi (2007), Rossi (2013), para se mensurar produtividade é preciso considerar alguns fatores como tecnologia envolvida em todos os processos, o capital intelectual, a eficiência com que o trabalho foi executado, a busca constante por redução de custos reais e os processos de produção de benchmarking, fatores que devem ser levados em consideração em trabalhos posteriores. Principalmente porque uma nova classificação da *World KLEMS* mostra sinais de que cada vez mais o setor de serviços estão interferindo nas economias mundiais. Todavia, apesar dessa crescente importância dos serviços nas economias, as evidências empíricas existentes sobre os vínculos entre internacionalização, inovação e produtividade nos serviços ainda são limitadas (PETERS et al., 2018). Trabalhos futuros podem ser desenvolvidos considerando essa perspectiva em que se explora mais detalhadamente a composição das economias mundiais.

Essa análise enfrenta certas deficiências e limitações, o que deixa espaço para novas pesquisas. Em primeiro lugar, o quadro proposto foi aplicado para 10 pares de países, logo, abranger para um número maior de países pode mostrar ou não uma tendência do Efeito Balassa-Samuelson. Segundo ponto, uma nova classificação para indústrias foi introduzida em 2016 pela KLEMS, todavia para um curto período de tempo. A aplicação desta nova abordagem da KLEMS pode esclarecer considerações futuras para a classificação de bens comercializáveis e não transacionáveis, que também podem ser refinados e estendidos para capturar outras dimensões do que realmente está acontecendo no processo de comércio entre fronteiras para bens de consumo e serviços. Além disso, há várias áreas que poderiam ser exploradas com mais detalhes, como informação e comunicação, que abrange serviços de telecomunicações, informática e outros serviços de informação, atividades financeiras e seguradoras, atividades profissionais, científicas, técnicas, administrativas e de suporte, educação, entre outros. Portanto, uma análise mais detalhada poderia fornecer informações adicionais sobre produtividade e como ela interfere no movimento do comércio internacional, bem como nos movimentos das taxas de câmbio em todo o mundo.



## 4 Produtividade e competitividade: A taxa de câmbio real desempenha um papel moderador?

### 4.1 Introdução

Produtividade é comumente definida como a proporção de uma medida de volume de saída por uma medida de volume de uso de entrada. A teoria econômica da medição da produtividade remonta ao trabalho de Tinbergen (1942) e independentemente Solow (1957), que formularam medidas de produtividade em um contexto de função de produção e as ligaram à análise do crescimento econômico, ao longo do tempo o conceito foi aprimorado, principalmente após contribuições de Jorgenson e Griliches (1967), Christensen, Jorgenson e Lau (1973), Griliches (1979) e Diewert (1976, 1978, 1992).

A produtividade é considerada uma fonte importante de crescimento econômico e de competitividade, sendo usada para aferir muitas avaliações de desempenho de países (KRUGMAN, 1994). Jorgenson e Kuroda (1992) usam competitividade internacional entre as indústrias japonesas e americanas para medir os níveis relativos de produtividade, bem como empregam mudanças nos níveis relativos de produtividade e nos preços relativos dos insumos, considerando as mudanças na competitividade internacional entre as indústrias japonesas e norte-americanas no período de 1960-1985 (JORGENSEN; KURODA, 1992).

O conceito de competitividade internacional se tornou ainda mais importante nas condições da economia global, em função da maior participação de comércio exterior (STANOVNIK; KOVAČIČ, 2000). O Relatório de Competitividade Global do Fórum Econômico Mundial<sup>1</sup> mede a competitividade entre os países desde 1979 (TÖRÖK, 2017; SCHWAB; MARTIN, 2018; WEF, 2018). Török (2017), Schwab e Martin (2018) definem competitividade como o conjunto de instituições, políticas e fatores que determinam o nível de produtividade de um país. Na maioria dos estudos, competitividade está associada à palavra produtividade (TÖRÖK, 2017).

Para um país alcançar e manter algum grau de competitividade, Ruiz-Nápoles (2006) explica que a teoria convencional se baseia na taxa de câmbio como mecanismo de ajuste. Ao definir sua política cambial, os países também precisam equilibrar seus objetivos para alcançar a competitividade e a estabilidade macroeconômica (YAGCI, 2001). Desta forma, a competitividade internacional é importante para alcançar o crescimento econômico no longo prazo, (NABLI; VÉGANZONÈS-VAROUdakIS, 2002), principalmente quando

---

<sup>1</sup> WEF - *World Economic Forum*

a taxa de câmbio efetiva real fornece agentes econômicos com sinais sobre como implantar otimamente fatores de produção entre bens e prestação de serviços.

A taxa de câmbio real pode ser tratada como um instrumento político exógeno, afirma Habib, Mileva e Stracca (2017), pois choques específicos no país, tais como os choques de produtividade, podem ter impacto na taxa de câmbio real. O que sugere um efeito de apreciação ou depreciação da taxa de câmbio real que pode levar ao baixo crescimento da produtividade no setor não-transacionável devido às instituições com baixos rendimentos, que têm maior probabilidade de prevalecer nos países em desenvolvimento (HABIB; MILEVA; STRACCA, 2017).

A relação oposta também ocorre, pois segundo McLeod e Mileva (2011), a depreciação das taxas de câmbio real aumenta o crescimento da produtividade total dos fatores (TFP) em 58 países em desenvolvimento, de forma não-linear, depois de um certo ponto, quanto maior a depreciação, TFP cresce mais lentamente. No caso de Gopinath et al. (2017), um declínio na taxa de juros real aumenta a dispersão do retorno ao capital e gera menor TFP, à medida que as entradas de capital são direcionadas para empresas menos produtivas que operam em mercados financeiros relativamente subdesenvolvidos. Todos esses fatores ocorrem porque a instabilidade da taxa de câmbio real é uma importante fonte de incerteza para a produção de bens e serviços negociáveis (GUZMAN; OCAMPO; STIGLITZ, 2018).

A Produtividade, a competitividade e a taxa de câmbio estão relacionados entre si e afetam uns aos outros de diversas formas. Na literatura existem muitas pesquisas que ponderam dois destes conceitos, todavia raros são os estudos desenvolvidos analisando como essas três variáveis se comportam conjuntamente. Levando em consideração essa lacuna, essa pesquisa propõe averiguar o efeito moderador da taxa de câmbio efetivo real sobre cada um dos quatro componentes do Ranking Mundial de Competitividade (WCR), que são Performance econômica, Eficiência governamental, Eficiência comercial e Infraestrutura em função da produtividade total dos fatores. Com isso foram elaboradas hipóteses que foram testadas com análise de painel de efeito fixo e aleatória, bem como painel dinâmico e os teste de robustez para determinar se alguma das hipóteses são validas e qual tipo de painel detecta a validade de cada hipótese. A base de dados é composta por 20 países, para o período de tempo de 2001 até 2018.

Nesta pesquisa, na próxima seção explora-se a literatura atual, os fundamentos teóricos relevantes, definindo cada uma das variáveis, avaliando todas as possíveis relações existentes entre elas, formulando-se hipóteses. No item 4.2 explicam-se as variáveis utilizadas, descrevem-se os dados e todos os métodos econométricos empregados para analisar os dados de painel. Na seção 4.3.3 discutem-se os resultados e especificações dos modelos propostos e a última seção contém considerações finais, incluindo implicações da análise e sugestões para pesquisas futuras.

## 4.2 Definições e relações: Produtividade, Competitividade e Taxa de câmbio real

### 4.2.1 Produtividade

Produtividade é um fator de sobrevivência para as empresas, por ser determinante para o crescimento da renda *per capita* global de uma região (O'DONNELL, 2010; SYVERSON, 2011; ATKINSON, 2013; MULLEN; KEOGH et al., 2013; YENOKYAN; SEATER; ARABSHAHI, 2014), em um sistema econômico que busca ser mais inclusivo e sustentável (AIGINGER; BÄRENTHALER-SIEBER; VOGEL, 2013). Isso porque de acordo com Bartelsman e Doms (2000), Castellacci (2008), Syverson (2011), os níveis de produtividade seguem uma série de características da tecnologia, demanda e estrutura de mercado, é o caso do efeito da concorrência (AGHION; CAROLI; GARCIA-PENALOSA, 1999; BARTELSMAN; DOMS, 2000; CASTELLACCI, 2008; SCHMITZ, 2005), da interação da rivalidade com o mercado de produtos e com a tecnologia (BLOOM; SCHANKERMAN; REENEN, 2013) e o tamanho dos custos irreparáveis (COLLARD-WEXLER, 2013).

Existem várias formas de se conceituar produtividade, para Solow (1957) mudanças no fator total de produtividade no nível macroeconômico são medidas pela diferença entre a taxa de crescimento do PIB interno de um determinado país e as taxas ponderadas por fator de mudança dos fatores de produção capital e trabalho. Moorsteen (1961), Dahlström e Ekins (2005), Syverson (2011), Atkinson (2013), Mullen, Keogh et al. (2013), Inklaar e Timmer (2013), Coltorti e Venanzi (2017), Peters et al. (2018), advogam que a produtividade é a produção econômica por unidade de entrada, essa pode ser o horário de trabalho (produtividade do trabalho) ou todos os fatores de produção, incluindo trabalho, máquinas e energia, por unidade de saída.

A soma destes fatores é conhecida como a produtividade total dos fatores (TFP) (ABRAMOVITZ, 1956; SOLOW, 1956; SOLOW, 1957; YOUNG, 1991; BARTELSMAN; DOMS, 2000; OECD, 2001; LEE; TANG, 2007; INKLAAR; TIMMER; ARK, 2007; BLOOM; REENEN, 2007; JORGENSON; KURODA; MOTOHASHI, 2007; KOSZEREK et al., 2007; BURDA; SEVERGNINI, 2009; O'DONNELL, 2010; SYVERSON, 2011; ROSSI, 2013; MULLEN; KEOGH et al., 2013; ATKINSON, 2013; INKLAAR; TIMMER, 2013; YENOKYAN; SEATER; ARABSHAHI, 2014; ARK, 2014; FEENSTRA; INKLAAR; TIMMER, 2015; HOTTENROTT; REXHÄUSER; VEUGELERS, 2016; ARK; JÄGER, 2017; BURDA; SEVERGNINI, 2018), que consideram a produtividade agregada de trabalho e capital (OECD, 2001; MAHADEVAN, 2002; JORGENSON; HO; SAMUELS, 2014), mitigando o impacto da substituição e escala econômica de fatores, sendo a melhor forma de se calcular produtividade, por representar a eficiência dos fatores produtivos de um sistema econômico (GIORDANO; ZOLLINO, 2015); embora, os cálculos de TFP, possam ser questionáveis, por dependerem de suposições arbitrárias (COLTORTI; VENANZI,

2017).

## 4.2.2 Competitividade

Ignorar a competitividade é um erro nas economias, uma vez que com o aumento da globalização da economia, o termo tornou-se omnipresente (ATKINSON, 2013) e está intimamente alinhada com o conceito de vantagem comparativa (MULLEN; KEOGH et al., 2013). Entende-se que a competitividade envolve uma série de processos e habilidades (FAGERBERG, 1988; OUGHTON, 1997; DOSI; GRAZZI; MOSCHELLA, 2015), como inovação (PETERS et al., 2018), assim, ao longo das últimas décadas, competitividade foi definida de formas distintas, pois no nível de um estado ou nação, entretanto, a noção de competitividade é menos clara porque nenhuma nação ou estado é, ou pode ser competitivo em tudo (PORTER; LINDE, 1995).

Aiginger e Vogel (2015) destacam a abordagem da competitividade de custos, que usa apenas insumos, ao mesmo tempo que a competitividade de resultados, utiliza as análises de componentes principais ao derivar indicadores para os três potenciais motores diretores (ou seja, custos, estrutura e capacidade). Do ponto de vista da firma ou da indústria (AIGINGER; VOGEL, 2015; WEF, 2018), competitividade chega ao nível do país, por enfatizar o caráter ascendente da criação do bem-estar, além de avaliar a contribuição de firmas e indústrias para os objetivos finais da sociedade, que poderia ajudar a reduzir o uso indevido do termo ao descrever apenas fatores de custo. Com um enfoque macroeconômico, em um quadro neoclássico de equilíbrio geral, para (RUIZ-NÁPOLES, 2006), a competitividade entre os países é determinada pelo princípio do custo comparativo.

Com uma abordagem análoga à do WEF (2018), Reinert (1995), OECD (2001), Aiginger (2006), Snowdon e Stonehouse (2006), Lewis, Martin e Bella (2007), Salvatore (2010), Aiginger, Bärenthaler-Sieber e Vogel (2013), Brixiova, Égert e Essid (2014), Mullen, Keogh et al. (2013), Voinescu e Moisiu (2015), Aiginger e Vogel (2015), o Instituto Internacional de Desenvolvimento de Gestão (IMD, 2018)<sup>2</sup> e Flachenecker (2018), descrevem uma economia como sendo competitiva, aquela que gerencia a totalidade de seus recursos e competências, no sentido de aumentar a prosperidade de sua população, determinando a sua posição de bem-estar, ao produzir bens e serviços de padrões internacionais de qualidade de forma mais econômica que outros países.

Macroeconomicamente, competitividade é a concorrência entre as economias dos países; do ponto de vista microeconômico é a capacidade da empresa de permanecer no mercado no longo prazo (COLTORTI; VENANZI, 2017; TÖRÖK, 2017). Porter e Linde (1995) explicam que a definição adequada de competitividade no nível agregado é a produtividade média da indústria ou o valor criado por unidade de trabalho e por dólar de

---

<sup>2</sup> Do inglês: IMD - Internatinal Institute for Management Development

capital investido, assim, a produtividade depende tanto da qualidade e das características dos produtos (que determinam seu valor) quanto da eficiência com que eles são produzidos.

Competitividade pode ser empregada em diferentes níveis de agregação e, como tal, pode refletir diferentes componentes da capacidade de competência econômica geral ou de construções de bem-estar (Gkypali et al., 2018). Especialmente em um nível agregado, a competitividade de um país não reflete apenas o número bruto de riqueza econômica, mas também outros aspectos qualitativos (GKYPALI; KOUNETAS; TSEKOURAS, 2018). Desta forma, é possível dizer que competitividade é determinada por vários fatores (DOSI; GRAZZI; MOSCHELLA, 2015), em decorrência disto, foram desenvolvidos vários índices de competitividade, como *Doing Business Index* (DJANKOV et al., 2004); *Index of Economic Freedom* (MILLER; KIM; HOLMES, 2015); *Growth Competitiveness Index* (enfoque macroeconômico) (MCARTHUR; SACHS et al., 2001), *Business Competitiveness Index* (BCI) (abordagem microeconômica) (PORTER; KETELS; DELGADO, 2007) e *Global Competitiveness Index* (GCI) (elementos micro e macroeconômicos) (SCHWAB; MARTIN, 2010; SCHWAB; MARTIN, 2018). Lewis, Martin e Bella (2007) lembra que os dois primeiros avaliam mais de 180 países, todavia incorporam uma avaliação da corrupção sobre políticas monetárias e fiscais. O GDI e o BCI avaliam apenas um lado da economia.

O Índice de Competitividade Global ou *Global Competitiveness Index* (GCI), que tem como objetivo medir fatores que determinam a produtividade é considerado o principal fator determinante do crescimento no longo prazo de competitividade de um país (SCHWAB; MARTIN, 2018).

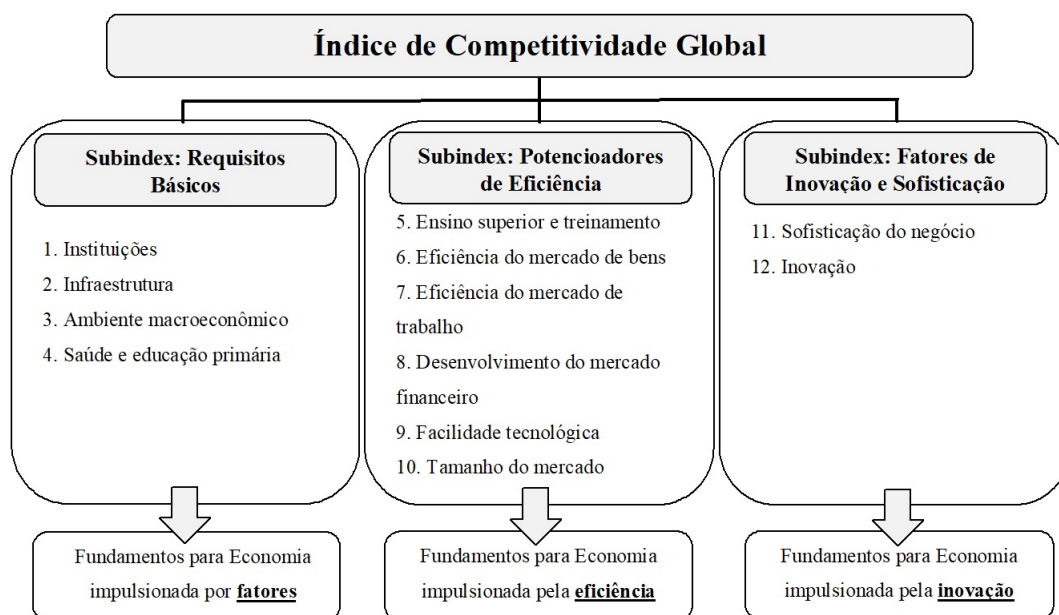
Para mensurar competitividade o GCI emprega uma multiplicidade de indicadores (FLACHENECKER, 2018), considerando aspectos macro e microeconômicos, pois segundo Thompson (2004) fatores micro e macroeconômicos combinados determinam a competitividade, o que potencialmente reduz o erro de medição e torna mais fácil lidar com a complexidade do problema, como, por exemplo, diferenças nas posições iniciais dos países e nos sistemas socioeconômicos. O GCI, abrange 137 países, enfatiza habilidades, inovação e tecnologia, agrupadas de forma sistemática para determinar e explicar que competitividade possui três estágios de desenvolvimento em uma nação: Requisitos básicos, (fator diretor); Potenciadores da eficiência (eficiência orientada) e Fatores de inovação e sofisticação (propulsor de inovação) (Figura 5).

O WEF (2018) começou a medir a competitividade entre os países em 1979 (SCHWAB; MARTIN, 2018) e desde 2004 lança anualmente o *Global Competitiveness Report* (GCR). O IMD com o seu Centro Mundial de Competitividade (WCC)<sup>3</sup> examina desde 1989 o *Global Competitiveness Index*, que é considerado indiscutivelmente o índice composto mais proeminente de competitividade (SALA-I-MARTIN et al., 2010).

---

<sup>3</sup> WCC - World Competitiveness Center

Figura 5 – o quadro do Índice de Competitividade Global



Fonte: Elaborado pela autora com base em Schwab e Martin (2018)

### 4.2.3 Taxa de câmbio

Taxa de câmbio entre dois países é determinada pelo quociente entre os níveis gerais de preços nos dois países (CASSEL, 1916; HOUTHAKKER, 1978; DORNBUSCH, 1982; BRIXIOVA; ÉGERT; ESSID, 2014).

De acordo com Edwards (1989, 2006), Lewis, Martin e Bella (2007), Iversen e Soskice (2010), Brixiova, Égert e Essid (2014), Bose (2014), Habib, Mileva e Stracca (2017) a taxa de câmbio real (*real exchange rate* - RER) é decomposta em preço relativo dos bens comercializáveis em termos de mercadorias estrangeiras (competitividade externa) ou preço relativo dos bens não comercializáveis em termos de bens comercializáveis no país de origem (competitividade interna), ou seja, mede a mudança nos níveis de preços relativos (preços domésticos e estrangeiros expressos na mesma unidade monetária), logo uma importante variável de condicionamento para facilitar o crescimento em economias abertas (BOSE, 2014).

Um grande enigma na literatura de economia, lembram Iversen e Soskice (2010), é a determinação da razão pela qual alguns países têm taxas de câmbio reais persistentemente mais elevadas que outras.

### 4.2.4 Produtividade, Competitividade e Câmbio

A competitividade de uma nação é a produtividade com que uma nação utiliza seus recursos humanos, de capital e naturais, assim, a competitividade é uma forma

de produtividade (PORTER, 1990; KRUGMAN, 1994; CIMOLI, 1994; DOSI; GRAZZI; MOSCHELLA, 2015).

Considerando um indicador baseado no comportamento de salários, que é altamente sensível a mudanças cíclicas de produtividade, esclarecem Maciejewski (1983) e Edwards (1989) foi desenvolvido o índice de custos unitários do trabalho ou *unit labour costs* (ULCs) que corrigem a medida de competitividade com base nas mudanças de produtividade. Lee e Tang (2007) complementam que níveis relativos de TFP são importantes na determinação da competitividade internacional.

Ponderando o caso de Cingapura, Abeysinghe e Yeok (1998), constatam que os ganhos de produtividade não provaram ser suficientemente grandes para contribuir significativamente para aumentar a competitividade do preço de exportação, embora à medida que o valor agregado interno aumenta, a alavancagem crítica na manutenção da competitividade das exportações proporcionada por um alto conteúdo de importação diminuirá, o que requer mais esforços conjuntos para aumentar a produtividade entre os setores.

Não obstante, para Iversen e Soskice (2010), Atkinson (2013), Crespo e Segura-Cayuela (2014), Aiginger e Vogel (2015), Coltorti e Venanzi (2017), Gkypali, Kounetas e Tsekouras (2018), a elevação da produtividade pode permitir a competitividade, embora esses termos estejam relacionados, competitividade não deve ser equiparada à produtividade ou crescimento do PIB, pois é importante diferenciar as indústrias do setor comercializado e do não comercializado (ATKINSON, 2013; BRIXIOVA; ÉGERT; ESSID, 2014; AIGINGER; VOGEL, 2015).

A medida que o nível de produtividade material cresce, argumenta Bleischwitz (2010), maior será o nível de competitividade, entretanto, a correlação entre competitividade e recursos de produtividade não vem aumentando em larga escala desde 2001. Além disso, políticas de P & D para apoiar as actividades inovadoras diz Castellacci (2008), melhoram a produtividade, sustentando assim a competitividade nos mercados internacionais, bem como todo o sistema industrial. Investigando o impacto causal da produtividade na competitividade na União Europeia (UE), Flachenecker (2018), fornece evidências de que produtividade material melhora a competitividade macroeconómica na UE. Portanto, produtividade é um elemento importante que impulsiona competitividade (PORTER, 1990; AIGINGER, 2006).

Produtividade é um elemento importante para determinar taxa de câmbio de um país (MACROSTY, 1930; BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964; HOUTHAKKER, 1978; ROGOFF, 1996; VISSER, 2006; BASSO, 2008; ROSSI, 2013), pois modelos de flutuações econômicas são impulsionados por choques de produtividade (CAMPBELL; FISHER, 2004; SYVERSON, 2011; BARTELSMAN; HALTIWANGER; SCARPETTA, 2013). Flachenecker (2018) observa que o aumento da produtividade leva a um aumento

nas exportações, dado que a UE importa cerca de três vezes mais materiais do que exporta, as importações tendem a aumentar menos, o que acaba interferindo na taxa de câmbio.

Os movimentos na competitividade internacional ao longo do tempo são fortemente influenciados pelos movimentos da taxa de câmbio real (RER) através dos preços relativos dos insumos (LEE; TANG, 2007; IVERSEN; SOSKICE, 2010; ATKINSON, 2013; GIOR-DANO; ZOLLINO, 2015), pois os preços de produtos nacionais em relação aos estrangeiros captam a competitividade da economia e determinam a evolução da posição de ativos estrangeiros (CERVERO et al., 1999). Corroborando com o pensamento que a taxa de RER calculada usando deflatores do PIB fornece um bom indicador das mudanças no grau de competitividade e da produtividade (EDWARDS, 1989). Mesmo que Dávila-Fernández, Oreiro e Dávila (2018) comprovem que a competitividade do não-preço aumenta à medida que os países passam de uma estrutura produtiva primária para a manufatura leve e depois diminui à medida que os países mais ricos ficam presos a estruturas industriais antiquadas.

Isso ocorre porque altos valores de taxa de câmbio real alteram a competitividade do crescimento da manufatura e dos serviços (MOOSA, 2006; LEWIS; MARTIN; BELLA, 2007; BRIXIOVA; ÉGERT; ESSID, 2014), de tal modo que a RER é um indicador da competitividade entre dois ou mais países (HOUTHAKKER, 1978; ARTUS, 1978; MACIEJEWSKI, 1983; ARTUS; KNIGHT, 1984; EDWARDS, 1989; IVERSEN; SOSKICE, 2010; BOSE, 2014; GUZMAN; OCAMPO; STIGLITZ, 2018), um vez que desequilíbrios persistentes do comércio exterior são normais, desde que as diferenças competitivas sejam persistentes (BRIXIOVA; ÉGERT; ESSID, 2014; BOSE, 2014). Yoshikawa (1990) discorda, ao afirmar que quando a alta produtividade torna os bens comercializáveis relativamente mais baratos, a competitividade aumenta, embora a taxa de câmbio real em termos do deflator do PIB permaneça constante.

Com o intuito de manter constante a competitividade entre países em relação ao setor de bens comercializáveis, existe uma taxa de câmbio real ajustada pelo preço (YOSHIKAWA, 1990). Embora, Lewis, Martin e Bella (2007) advoguem que as mudanças na taxa de câmbio real podem não refletir mudanças na competitividade.

Lee e Tang (2007), Brixiova, Égert e Essid (2014) afirmam que produtividade é um caminho em que mudanças na taxa de câmbio real baseada em preços podem ocorrer, pois produtividade reflete na competitividade causando apreciação da taxa de câmbio real. Bose (2014) relata que os aumentos de câmbio real devido a melhorias de produtividade não significam queda na competitividade de uma economia, todavia, a depreciação da taxa de câmbio real aumenta a competitividade dos preços internacionais, não obstante, o impacto na produção pode ser incerto (BOSE, 2014).

A literatura faz diversas declarações sobre relações existentes entre as variáveis de TFP; Índice de Competitividade Global, constituído por Performance econômica (PE), Eficiência governamental (EG), Eficiência comercial (EC) e Infraestrutura (I) (formula



01) e Taxa de câmbio efetivo real (REER). Aplica-se REER como variável moderadora em cada uma das quatro componetes do GCI de forma independente, pois visa-se aferir o hipotético papel moderador da taxa de câmbio sobre o GCI, com base nisso, sugere-se 5 Hipóteses.

Índice de Competitividade Global (GCI) é calculado por:

$$\text{World Competitiveness Index} = EP + GE + BE + I \quad (4.1)$$

**Hipótese 1:** *TFP pode ser influenciado por Performance econômica e/ou Eficiência governamental e/ou Eficiência comercial e/ou Infraestrutura.*

MODEL 1

$$TFP = \alpha + \beta_1(EP) + \beta_2(GE) + \beta_3(BE) + \beta_4(I) + \varepsilon_i \quad (4.2)$$

**Hipótese 2:** *TFP pode ser influenciado por Eficiência governamental e/ou Eficiência comercial e/ou Infraestrutura e/ou taxa de câmbio efetiva real com efeito moderador sobre Performance econômica.*

MODEL 2

$$TFP = \alpha + \beta_1(GE) + \beta_2(BE) + \beta_3(I) + \beta_4(REER.EP) + \varepsilon_i \quad (4.3)$$

**Hipótese 3:** *TFP pode ser influenciado por Performance econômica e/ou Eficiência comercial e/ou Infraestrutura e/ou taxa de câmbio efetiva real com efeito moderador sobre Eficiência governamental..*

MODEL 3

$$TFP = \alpha + \beta_1(EP) + \beta_2(BE) + \beta_3(I) + \beta_4(REER.GE) + \varepsilon_i \quad (4.4)$$

**Hipótese 4:** *TFP pode ser influenciado por Performance econômica e/ou Eficiência governamental e/ou Infraestrutura e/ou taxa de câmbio efetiva real com efeito moderador sobre Eficiência comercial.*

MODEL 4

$$TFP = \alpha + \beta_1(EP) + \beta_2(GE) + \beta_3(I) + \beta_4(REER.BE) + \varepsilon_i \quad (4.5)$$

**Hipótese 5:** *TFP pode ser influenciado por Performance econômica e/ou Eficiência governamental e/ou Eficiência comercial e/ou taxa de câmbio efetiva real com efeito moderador sobre Infraestrutura.*

MODEL 5

$$TFP = \alpha + \beta_1(EP) + \beta_2(GE) + \beta_3(BE) + \beta_4(REER.I) + \varepsilon_i \quad (4.6)$$

## 4.3 Metodologia

### 4.3.1 Base de dados

A variável dependente é a TFP, considerada a melhor forma de se calcular produtividade (ABRAMOVITZ, 1956; SOLOW, 1957; YOUNG, 1991; KAÜGER; CANTNER; HANUSCH, 2000; OECD, 2001; MAHADEVAN, 2002; LEE; TANG, 2007; INKLAAR; TIMMER; ARK, 2007; JORGENSON; KURODA; MOTOHASHI, 2007; AGHION et al., 2009; O'DONNELL, 2010; SYVERSON, 2011; MULLEN; KEOGH et al., 2013; ATKINSON, 2013; INKLAAR; TIMMER, 2013; YENOKYAN; SEATER; ARABSHAHI, 2014; ARK, 2014; FEENSTRA; INKLAAR; TIMMER, 2015; ARK; JÄGER, 2017; COLTORTI; VENANZI, 2017; BAUM; LÖÖF; NABAVI, 2018; BLOOM et al., 2018).

Como variável independente usa-se o Índice de Competitividade Global (GCI) disponível no IMD - *World Competitiveness Center* (IMD, 2018), que, de acordo com Schwab e Martin (2010), Sala-I-Martin et al. (2010), Schwab e Martin (2018)<sup>4</sup> e WEF (2018), é resultado do agrupamento de 342 fatores em quatro variáveis principais (Tabela 5):

Tabela 5 – Variáveis

Variáveis	Siglas	Fonte dos dados
Produtividade Total dos Fatores	TFP	<i>Conference Board</i>
Performance econômica	EP	<i>Imd World Competitiveness Online</i>
Eficiência governamental	GE	<i>Imd World Competitiveness Online</i>
Eficiência comercial	BE	<i>Imd World Competitiveness Online</i>
Infraestrutura	I	<i>Imd World Competitiveness Online</i>
Taxa de câmbio efetivo real	REER	Eurostat
Taxa de câmbio efetivo real x Performance econômica	REEREP	<i>Imd World Competitiveness Online x Eurostat</i>
Taxa de câmbio efetivo real x Eficiência governamental	REERGE	<i>Imd World Competitiveness Online x Eurostat</i>
Taxa de câmbio efetivo real x Eficiência comercial	REERBE	<i>Imd World Competitiveness Online x Eurostat</i>
Taxa de câmbio efetivo real x Infraestrutura	REERI	<i>Imd World Competitiveness Online x Eurostat</i>

Fonte: Elaborado pela autora

- *Economic Performance* (EP) (83 critérios): avalia macroeconomicamente a economia doméstica, tendências de emprego e preços (IMD, 2018): *Domestic economy; International trade; international investment; Employment and Prices;*
- *Government Efficiency* (GE) (73 critérios): afere as políticas governamentais favoráveis à competitividade (IMD, 2018): *Public finance; Fiscal policy; Institutional framework; Business legislation and Societal framework;*

<sup>4</sup> O Relatório de Competitividade Global 2017-2018 (*The Global Competitiveness Report 2017–2018*) utiliza dados de órgãos oficiais e instituições supranacionais de cada um dos 137 países avaliados, bem como dados do Fórum Econômico Mundial, que captura informações de mais de 14.000 líderes de negócios com tópicos relacionados a competitividade. O *Global Competitiveness Index*, é composto por 12 pilares (Figura 5) que providenciam a compreensão do panorama da competitividade, com base em um conjunto de instituições, políticas e fatores que determinam o nível de produtividade da economia em países ao redor do mundo em diferentes estágios de desenvolvimento econômico (SCHWAB; MARTIN, 2018).

- *Business Efficiency* (BE) (71 critérios): medida em que o ambiente nacional encoraja as empresas a atuarem de forma inovadora, lucrativa e responsável (IMD, 2018); *Productivity and efficiency; Labor market; Financial markets; Management practices, and Attitudes and values;*
- *Infrastructure* (I) (115 critérios): medida que pondera recursos básicos, tecnológicos, científicos e humanos para atingir as necessidades das empresas (IMD, 2018): *Basic infrastructure; Technological infrastructure; Scientific infrastructure; Health and environment, and Education;*

A base considera dados anuais para o período de 2001-2018 e é composta por 20 países: Áustria, Bélgica, República Checa, Dinamarca, Estônia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hungria, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Portugal, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Suécia e Reino Unido e os testes são feitos no Stata 14.

### 4.3.2 Métodos

Em um primeiro momento é avaliada a correlação entre as variáveis, em seguida é feita a estimação de Mínimos quadrados ordinários (MQO) ou *Ordinary Least Squares* (OLS), e a análise de dados em painel para efeito fixo (FE) e efeito aleatório (RE), aplicam-se os testes de robustez de Chow (1960), Hausman (1978), Breusch e Pagan (1979), pondera-se a possibilidade de Dinâmico e aplica-se o teste de Sargan (1958) para avaliar a ortogonalidade das variáveis instrumentais.

Os processos causais geram dados observados que impõem restrições sobre os padrões de correlação exibidos pelos dados, sendo necessário ligar causalidade às distribuições de probabilidade de uma maneira muito precisa, através de provas matemáticas que especificam o padrão de correlação que deve existir, seguindo uma estrutura causal. Se existe uma relação sistemática entre duas ou mais variáveis, baseando-se no conceito de significância estatística para determinar se uma relação está presente ou não.

A correlação ou correlação de Pearson mensura a associação linear entre duas variáveis métricas, variando de  $-1$  a  $+1$ , na qual zero representa nenhuma associação entre variáveis, estas devem ser de uma população normalmente distribuídas, que quando maior o coeficiente de correlação, mais forte o nível de associação, em que a relação entre as variáveis é positiva (+) é crescente e a negativa (−) é decrescente.

OLS estima os coeficientes de modo a minimizar a soma dos quadrados dos desvios (REED; YE, 2011). O modelo para a  $i$ -ésima observação com  $k$  variáveis independentes:

$$Y_i = \alpha + \beta_{tXit} + \beta_{(t+1)}X_{i(t+1)} + \dots + \beta_{(t+k)}X_{i(t+k)} + \varepsilon_i \quad (4.7)$$

Ou

$$Y_i = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \quad (4.8)$$

Na qual  $Y_i$  é a variável dependente;  $i$  e  $t$  referem-se ao número de observações e o tempo;  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros da regressão,  $x_{it}$  representa o conjunto de vetores com as variáveis explicativas;  $\varepsilon_i$  é o termo do erro.

Com uma técnica consistente de estimação, Anderson e Hsiao (1982) usam uma variável instrumental não correlacionada com os termos erros. Essa estimativa não levará necessariamente a estimadores eficientes, pois o modelo de parâmetros não utiliza todas as condições de momento (ANDERSON; HSIAO, 1982).

Um painel pode ser dinâmico, em que ocorre um atraso da variável dependente o que viola a exogeneidade estrita, pois as variáveis explicativas estão correlacionadas com o termo erro; ou estático, ao assumir-se que as variáveis explicativas são independentes dos termos do erro (ARELLANO; BOND, 1991). Desta forma tem-se:

Painel Estático:

$$Y_{it} = x'_{it} \beta_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon'_{it} \quad (4.9)$$

Com  $i=1, \dots, N$  e  $t=1, \dots, T$

Painel Dinâmico:

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^p \alpha_k \cdot y_{i-k} + \beta'(L) \cdot x_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon'_{it} \quad (4.10)$$

Com  $i=1, \dots, N$  e  $t= q + 1, \dots, T$

Considerando-se que  $Y_{it}$  é a variável dependente;  $i$  e  $t$  referem-se ao número de observações e ao tempo, respectivamente;  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros da regressão, são coeficientes associados às variáveis explicativas;  $x_{it}$  representa o conjunto de vetores com as variáveis explicativas;  $\gamma_t$  = heterogeneidade do corte longitudinal;  $\eta_i$  é a heterogeneidade do corte transversal;  $\varepsilon_{it}$  são choques aleatórios normais e independentes ao longo do tempo; e  $L$  é o operador de defasagem

O painel estático pode ser segundo Hsiao (2003), Hsiao e Tahmiscioglu (2008), de efeito fixo (EF), ponderando-se que o intercepto específico de cada indivíduo pode estar correlacionado com um ou mais regressores ou de efeito aleatório (EA), pressupondo-se ainda que o intercepto, aleatório, de uma unidade individual não está correlacionado com as variáveis explicativas (HSIAO, 2003; HSIAO; TAHMISCIOLU, 2008). Uma especificação simples para um modelo linear de efeitos fixos é dada por:

$$Y_{it} = \alpha_{0it} + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_n X_{nit} + u_{it} \quad (4.11)$$

Com  $i=1,\dots,n$  e  $t=1,\dots,t$

Conjeturando que o intercepto pode variar entre os indivíduos  $i$  ao longo do tempo  $it$ ;  $u_{it}$  é o termo genérico do erro;

No painel de efeito aleatório, pressupõe que o comportamento específico dos indivíduos e períodos é desconhecido, não podendo ser observado, nem medido (HSIAO, 2003; HSIAO; TAHMISCIOGLU, 2008). A heterogeneidade não é induzida através do termo independente, logo, através de  $E(y_{it})$ , mas sim através da variância da variável endógena. Em uma especificação geral tem-se:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_n X_{nit} + w_{it} \quad (4.12)$$

Com  $i=1,\dots,n$  e  $t=1,\dots,t$

Observando que  $w_{it}$  o termo de erro composto,  $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$  e  $\varepsilon_i$  é a variável aleatória dos efeitos individuais. Pressupõe-se que  $\varepsilon_i$  e os  $X$  não estão correlacionados, logo a abordagem de efeitos aleatórios é mais adequada, entretanto se houver alguma correlação entre o termo do erro aleatório e os regressores, então o modelo de efeitos fixos pode ser mais adequado. O objetivo consiste em obter um estimador consistente de  $\beta$  e com propriedades desejadas de eficiência.

Para averiguar se os dados são *pooled* - OLS ou painel de FE, aplica-se o teste de Chow (1960) que testa a estabilidade dos parâmetros ao dividir a amostra em duas partes e estimar os parâmetros em cada subamostra, o ponto de divisão é o ponto de quebra e cada subamostra deve conter mais observações do que o número de coeficientes estimados que compara a soma dos quadrados dos resíduos da regressão original com a soma dos quadrados dos resíduos das novas regressões feitas a partir das subamostras (CHOW, 1960).

Caso haja uma diferença significativa nas estimativas, pode-se concluir que houve, a partir do ponto de quebra, uma mudança estrutural no relacionamento entre as variáveis do modelo (CHOW, 1960). O teste de Chow (1960) apresenta duas estatísticas, a primeira é a razão entre a diferença entre as duas somas e a última soma das subamostras, ajustada com os correspondentes graus de liberdade que é distribuída como a razão  $F$  sob a hipótese nula.

A segunda estatística é a razão da máxima verossimilhança, baseada na comparação entre os máximos com restrição e sem restrição da função log da verossimilhança e tem uma distribuição assintótica Qui-quadrado com  $k$  graus de liberdade sob a hipótese de que há estabilidade, ou seja, de que não há mudança estrutural a partir do ponto de quebra (CHOW, 1960).

Para examinar se o painel é de FE ou RE, utiliza-se o Teste de Hausman (1978),

considerando a hipótese nula:

$$H_0 = \beta EA = \beta EF \quad (4.13)$$

Para testar essa hipótese utiliza-se a seguinte estatística teste:

$$W = (\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF})' [Var(\hat{\beta}^{EA}) - Var(\hat{\beta}^{EF})]^{-1} (\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF}) \quad (4.14)$$

$W \sim X^{2(k)}$ , em que  $K$  é a dimensão da matriz  $(\hat{\beta}^{EA} - \hat{\beta}^{EF})$ .

Não se rejeita  $H_0$ ; então  $\hat{\beta}^{EA}$  é consistente e assintoticamente eficiente e  $\hat{\beta}^{EF}$  é apenas consistente e desta forma, escolhe-se o estimador de efeitos aleatórios (EA). Rejeitar-se  $H_0$ ; então  $\hat{\beta}^{EA}$  é inconsistente e  $\hat{\beta}^{EF}$  é consistente, portanto, opta-se pelo estimador de efeitos fixos (EF).

Para analisar a heteroscedasticidade de erros da regressão emprega-se o teste de Breusch e Pagan (1979), caso seja violada, não se pode usar a análise de regressão. O teste de Breusch e Pagan (1979) segue aproximadamente uma distribuição qui-quadrada, quando o qui-quadrado apresentar um valor pequeno, bem como  $p$ -valor baixo, indica que a hipótese nula é verdadeira, por apresentar variâncias de erro todas iguais. Assim, considerando o Multiplicador Lagrangiano ( $LM$ ), Breusch e Pagan (1979) chegam a:

$$LM = \frac{1}{2} \left[ \frac{N}{n(N-n)} \right] \left[ \sum_t \frac{\hat{u}_t^2}{\hat{\sigma}^2} - n \right]^2 \quad (4.15)$$

Na qual  $N$  e  $n$  representam o número de observações,  $\hat{u}_t^2$  simboliza o resíduo da OLS ao quadrado e  $\hat{\sigma}^2$  é a variância residual estimada. O teste de Breusch e Pagan (1979) assume que as variâncias de erro são devidas a uma função linear de uma ou mais variáveis explicativas no modelo, de forma que a heteroscedasticidade ainda pode estar presente no modelo, todavia esses erros, caso existam não estão correlacionados com os valores da variável dependente.

Considerando a possibilidade de painel Dinâmico, baseado na metodologia de Arellano e Bond (1991), que analisaram as primeiras diferenças dos modelos originais, com o objetivo de eliminar efeitos fixos e que possibilita a extração das inconsistências do modelo a ser analisado. Os coeficientes são estimados pelo Método de Momentos Generalizados ou *Generalized Method of Moment* (GMM) (HANSEN, 1982), em que os instrumentos são exógenos. Para tratar o problema da endogeneidade, aplica-se o teste de Sargan (1958), para avaliar a ortogonalidade das variáveis instrumentais face aos desvios aleatórios, ao testar uma hipótese de identificação excessiva no modelo estatístico, que se

baseia no pressuposto de que o termo de erro não deve ser correlacionado com o conjunto de variáveis exógenas se os instrumentos forem válidos:

$$(\bar{M}_{xu}\bar{M}_{uu}^{-1}\bar{M}_{ux})a' = 0 \quad (4.16)$$

Supondo que  $\bar{M}_{xu}$  é de classificação  $n - 2$  e não existe correlação serial para nenhuma combinação linear  $ax'_t$  que corresponda à raiz de caracteres de duplo zero. Se  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  são as duas raízes características de amostras menores, pode-se provar que  $T = (\lambda_1 + \lambda_2)$  é assintoticamente distribuído como  $x^2$  com  $2(N - n + 2)$  graus de liberdade.

Nesse teste de significância aproximado da hipótese de que a relação é a priori não identificada e que qualquer relação possível tem um resíduo não auto correlacionado, assim:

$H_0$ : Todas as variáveis instrumentais são não correlacionadas com o termo de erro e que os instrumentos excluídos são corretamente excluídos da equação estimada.

A rejeição de  $H_0$  implica que algum dos instrumentos é endógeno.

### 4.3.3 Resultados e discussão

Os dados são analisados sob duas perspectivas distintas, a primeira, observa-se o grupo de países sob um âmbito geral e a segunda pondera-se país por país, em ambos apura-se o comportamento das variáveis nos modelos propostos, para os 20 países no período de 2001 à 2018. Para testar esses dois enfoques, usa-se OLS e a análise de painel, com painel de efeito fixo e aleatório, emprega-se os testes de Chow (1960), Hausman (1978), Breusch e Pagan (1979), quando necessários, na sequência é feito o teste de painel dinâmico e de Sargan para avaliar se os instrumentos são válidos ou não.

Considerando os testes para o grupo de países, de forma geral, a correlação entre as variáveis não é crítica, exceto para EP e I; I e REEREP e EP e REERI (Tabela 6), portanto, não podem ser usados nos mesmos modelos, para as demais correlações os valores mostram uma associação não crítica entre as demais variáveis. Além disso, os fatores de inflação de variância (*Variance Inflation Factor* - VIF) não mostram valores altos, exceto pelo termo de interação EP e I, em decorrência disso encontra-se potenciais problemas de multicolinearidade no Modelo 1, 3 e 4 para as variáveis EP e I, no Modelo 2 para REEREP e I e no Modelo 5 para EP e REERI, para as demais variáveis, os valores apresentados são menores do que cinco, não havendo problema de multicolinearidade.

Considerando a primeira perspectiva (países em geral), devido a multicolinearidade, elimina-se algumas variáveis, bem como é reduzido o número de Modelos testados (apenas Modelos 1, 3 e 4 são averiguados), uma vez que a intenção desta pesquisa é avaliar o efeito

Tabela 6 – Correlação - tfp ep ge be i reer reerep reerge reerbe reeri

	tfp	ep	ge	be	i	reer	reerep	reerge	reerbe	reeri
tfp	1.0000									
ep	-0.0015	1.0000								
ge	-0.0079	-0.5083	1.0000							
be	0.0172	0.6924	-0.4630	1.0000						
i	0.0233	0.9615	-0.4599	0.6679	1.0000					
reer	-0.0186	-0.0763	0.0869	-0.1983	-0.0211	1.0000				
reerep	-0.0026	0.9987	-0.5042	0.6837	0.9635	-0.0254	1.0000			
reerge	-0.0116	-0.5015	0.9718	-0.4870	-0.4427	0.3192	-0.4856	1.0000		
reerbe	0.0166	0.6943	-0.4618	0.9997	0.6713	-0.1807	0.6865	-0.4818	1.0000	
reeri	0.0191	0.9280	-0.4326	0.6132	0.9776	0.1896	0.9407	-0.3670	0.6202	1.0000

Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.

Fonte: Elaborada pela autora

moderador da taxa de câmbio sobre as variáveis componentes do índice de competitividade global. Portanto, reelaboram-se as hipóteses a serem testadas:

**Hipótese 1:** *TFP pode ser influenciado por Eficiência governamental e/ou Infraestrutura.*

MODEL 1

$$TFP = \alpha + \beta_1(GE) + \beta_2(BE) + \varepsilon_i \quad (4.17)$$

**Hipótese 3:** *TFP pode ser influenciado por Eficiência comercial e/ou taxa de câmbio efetivo real com efeito moderador sobre Eficiência governamental.*

MODEL 3

$$TFP = \alpha + \beta_1(BE) + \beta_2(REER.GE) + \varepsilon_i \quad (4.18)$$

**Hipótese 4:** *TFP pode ser influenciado por Eficiência governamental e/ou taxa de câmbio efetivo real com efeito moderador sobre Eficiência comercial..*

MODEL 4

$$TFP = \alpha + \beta_1(GE) + \beta_2(REER.BE) + \varepsilon_i \quad (4.19)$$

Considerando a primeira perspectiva de análise, constata-se que os resultados para os Modelo 1, Modelo 3 e Modelo 4 são análogas, mostrando que as variáveis não são significativas. Os testes de Chow (1960), Breusch e Pagan (1979) apontam para OLS e o teste de Hausman (1978) aponta para painel de efeito aleatório. No painel dinâmico nenhuma variável apresenta valores relevantes, o que leva a um teste de Sargan com restrições de identificação excessiva.

Em decorrência da generalização dos resultados obtidos para os 20 países, uma segunda investigação é feita, considerando o cenário de cada país. Neste enfoque aplica-se OLS e painel de efeito fixo, para ponderar qual deles apresenta melhor resultado, além de se aplicar os testes de robustez. Os indicadores de OLS e painel de efeito fixo para a



estatística  $t$ , para o  $p$ -valor e os critérios de informação *Akaike Information criteria* (AIC) e *Bayesian Information criteria* (BIC) são semelhantes em todos os casos, em decorrência disto, usa-se o teste de Chow, que apresenta limitação nas estatísticas  $F$  que não são computadas.

Os fatores de inflação de variância não mostram valores altos para nenhuma variável nos Modelos 1, 2, 4 e 5, todavia no Modelo 3, as variáveis EP e I, apresentam multicolinearidade, sendo excluídas deste modelo (a hipótese do Modelo 3 é reformulada, adotando o mesmo modelo usado anteriormente para o teste que considera o grupo de países de uma forma geral).

Em todos os modelos avaliados, os painéis de efeito aleatório, informam que o número de observações é insuficiente para rodar a regressão, desta forma, descarta-se a aplicação dos testes de Hausman (1978), Breusch e Pagan (1979). Na sequência são empregados o painel dinâmico e o teste de Sargan (1958) para aferir a validade dos instrumentos. Em apenas 5 casos os instrumentos são válidos, nestes casos também se encontra validade para OLS e painel de efeito fixo. Em decorrência disto, considera-se o produto da soma do quadrado dos resíduos ou *residual square sum - e(rss)* - como critério para determinar qual dos painéis possuem dados mais representativos.

Por conseguinte, os resultados do Modelo 1 apontam que apenas 9 países possuem dados significativos, como observado na Tabela 7. Na Áustria, as variáveis de BE e I, tem resultados significativos, no entanto OLS e painel de efeito fixo, exibem estatística  $t$ ,  $p$ -valor e critérios de informação AIC e BIC análogos, assim, OLS é suficiente para esclarecer que BE e I são importantes para explicar TFP na Áustria.

Tabela 7 – Regressão e Painel - MODELO 1 - TFP EP GE BE I

Pais/ Variável	1. Áustria	5. Estônia	7. França	8. Alemanha	11. Irlanda	16. Eslováquia	17. Eslovenia	19. Suécia	20. Reino Unido
TFP	DP LI - 0*	DP LI - 0.008*	DP LI - 0*	DP LI - 0*	DP LI - 0*	DP LI - 0*	DP LI - 0*	DP LI - 0.005*	DP LI - 0*
EP		OLS - 0.008*	OLS - 0.019**	OLS - 0.066***					DP - 0*
		FE - 0.008*	FE - 0.019**	FE - 0.066***					
		DP - 0*	DP - 0.005*	DP - 0.095***					
GE		DP - 0.051***						OLS - 0.017**	DP - 0.007*
		OLS - 0.002*	OLS - 0.002*					FE - 0.017**	
BE	OLS - 0.032**	FE - 0.002*	FE - 0.002*				DP - 0.04**		
	FE - 0.032**	DP - 0*	DP - 0*						
I	OLS - 0.078**	OLS - 0.001*			OLS - 0.064***	OLS - 0.05**	OLS - 0.081**		
	FE - 0.078**	FE - 0.001*			FE - 0.064***	FE - 0.05**	FE - 0.081**		
		DP - 0*							

OLS - Mínimos Quadrados Ordinários; FE - Efeito Fixo; DP - Painel Dinâmico; Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.  
Fonte: Elaborada pela autora

Os valores da Tabela 7 para Estônia indicam que todas as variáveis possuem implicações expressivas. EP, BE e I, são significativas e determinadas por OLS, painel de efeito fixo e painel dinâmico, todavia o teste de Sargan (1958) não valida os instrumentos e a não existência dos resultados do teste de Chow mostram que OLS explica melhor as três variáveis; a quarta variável, GE, é determinada por painel dinâmico.

Em relação a França, EP e BE são as variáveis que explicam TFP, ambas são

sustentadas por OLS, painel de efeito fixo e painel dinâmico. Para os dois primeiros, a estatística t, p-valor, critérios de informação AIC e BIC são semelhantes e o teste de Chow não é válido. O teste de Sargan (1958) valida os instrumentos e o painel dinâmico. Assim, os resultados das duas variáveis podem ser obtidos por OLS ou painel dinâmico. Para averiguar qual tem melhor poder explicativo, observa-se a soma do quadrado dos resíduos e(rss), como mostra a Tabela 8, delineando que painel dinâmico é o melhor modelo.

Tabela 8 – Teste de Sargan e e(rss) - MODELO 1 - TFP EP GE BE I

País/Variável	7. França
Prob >chi2	0.085*
e(rss)	OLS - 0.00157 DP - 0.00071

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários; DP - Painel Dinâmico.

Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.

Fonte: Elaborada pela autora

Na Alemanha, apenas EP é relevante, conforme a OLS, painel de efeito fixo e painel dinâmico; devido a não relevância dos testes de Chow (CHOW, 1960) e de Sargan (SARGAN, 1958), OLS é suficiente para apontar o resultado. Para Irlanda e Eslováquia apenas a variável I é importante, em ambos os casos os resultados OLS revelam-se melhores. Na Eslovênia, I é apontada como variável relevante por OLS, e, BE por painel dinâmico. Avaliando-se os resultados da Suécia, nota-se que apenas a variável GE possui representatividade, evidenciada por OLS. No caso do Reino Unido, tem-se um painel dinâmico que sustenta as variáveis EP e GE.

Apreciando o Modelo 2, da amostra aferida, encontram-se dados significativos para 9 países, como constatado na Tabela 9. Para a Áustria, BE e I apresentam resultados significativos conforme resultados de OLS e painel de efeito fixo, entretanto, possuem p-valores e critérios de informação semelhantes, e o teste de Chow (1960) é inconclusivo, desta forma, OLS é suficiente para suportar a relevância das duas variáveis.

Tabela 9 – Regressão e Painel - MODELO 2 - TFP GE BE I REEREP

País/ Variável	1. Áustria	5. Estônia	7. França	8. Alemanha	11. Irlanda	16. Eslováquia	17. Eslovenia	19. Suécia	20. Reino Unido
TFP	DP L1 - 0*	DP L1 - 0.013*	DP L1 - 0*		DP L1 - 0*	DP L1 - 0*	DP L1 - 0*	DP L1 - 0.003*	DP L1 - 0*
GE		DP - 0.042**						OLS - 0.023** FE - 0.023**	DP - 0.012**
BE	OLS - 0.025** FE - 0.025**	OLS - 0.002* FE - 0.002* DP - 0*	OLS - 0.002* FE - 0.002* DP - 0*				DP - 0.035**		
I	OLS - 0.074** FE - 0.074**	OLS - 0.002* FE - 0.002* DP - 0*	DP - 0.077***		OLS - 0.091*** FE - 0.091***	OLS - 0.058*** FE - 0.058***	OLS - 0.089*** FE - 0.089***		
REEREP		OLS - 0.011** FE - 0.011** DP - 0.001*	OLS - 0.017** FE - 0.017** DP - 0.001*	OLS - 0.066*** FE - 0.066*** DP - 0.083***					DP - 0.001*

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários; FE - Efeito Fixo; DP - Painel Dinâmico; Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.

Fonte: Elaborada pela autora

As resoluções da Estônia sugerem que todas as variáveis são relevantes para o Modelo 2, inclusive a variável moderadora REEREP, na qual o teste de Sargan (1958)

valida os instrumentos e o painel dinâmico, como é possível ver na Tabela 10; o  $e(rss)$  também confirma o painel dinâmico.

Tabela 10 – Teste de Sargan e  $e(rss)$  - MODELO 2 - TFP GE BE I REEREP

País \ Variável	5. Estônia	7. França
Prob >chi	0.0544***	0.067***
$e(rss)$	OLS - 0.0036	OLS - 0.00153
	DP - 0.00282	DP - 0.00062

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários; DP - Painel Dinâmico.

Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.

Fonte: Elaborada pela autora.

Na França, as variáveis BE, I e REEREP são relevantes e sustentadas por OLS e painel de efeito fixo e o teste de Sargan (1958) (Tabela 10) valida os instrumentos e o painel dinâmico. A Tabela 10, o  $e(rss)$  ilustra a pertinente decisão para BE e REEREP seguindo painel dinâmico. Para a Alemanha, a variável moderadora REEREP é proeminente, conforme a OLS, painel de efeito fixo e painel dinâmico, com os testes de Chow e Sargan não expressivos, OLS é satisfatória para distinguir o resultado.

Observando a Irlanda e a Eslováquia somente a variável I é eminente, em ambos os países, OLS é eficiente ao apontar o resultado. Na Eslovênia, BE é significativa conforme painel dinâmico e I evidenciada por OLS. Para a Suécia, apenas a variável GE expressa magnitude de acordo com OLS e painel de efeito fixo, entretanto o teste de Chow (1960) é inconclusivo, logo, OLS é suficiente para a resolução. No caso do Reino Unido, GE e a variável moderadora, REEREP, expressam significância segundo um painel dinâmico.

O Modelo 3, apresenta valores de VIF (Tabela 11) muito elevados para as variáveis EP e I, em decorrência disso, não são usadas no Modelo 3, que adota a reformulação proposta na formula (19).

Tabela 11 – VIF - MODELO 3 - TFP EP BE I REERGE

Variável	VIF	1/VIF
<b>EP</b>	111.51	0.0089
<b>I</b>	89.28	0.0112
<b>BE</b>	4.12	0.2426
<b>REERGE</b>	1.66	0.6019
Mean VIF	51.64	

Fonte: Elaborada pela autora

Analisando o novo Modelo 1, a Tabela 12, relata que 11 países apresentam dados significativos para o estudo.

Os resultados para Áustria, República Checa, Dinamarca, Estônia, Finlândia, Grécia, Eslovênia e Espanha, apontam painel de efeito fixo, em que a variável BE apresenta

Tabela 12 – Regressão e Painel - MODELO 3 - TFP BE REERGE

País/ Variável	1. Áustria	16. República Checa	4. Dinamarca	5. Estônia	6. Finlândia	7. França	8. Alemanha	9. Grécia	17. Eslovênia	18. Espanha	19. Suécia
<b>TFP</b>											
<b>BE</b>	FE - 0.092***	FE - 0.022**	FE - 0.035**	FE - 0.001*	FE - 0.003*	FE - 0.06 ** DP - 0.005*		FE - 0.084***	DP - 0.024**	DP - 0.046**	
<b>REERGE</b>									FE - 0.027** DP -0.016**		FE - 0.019** DP - 0.075***

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários; DP - Painel Dinâmico; Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.  
Fonte: Elaborada pela autora

resultados críticos que explicam TFP. No caso da França, a variável BE é relevante, segundo painel de efeito fixo, pois o teste de Sargan não valida os instrumento do painel dinâmico. No caso da Alemanha e Suécia a variável REERGE é pertinente segundo painel de efeito fixo, uma vez que o teste de Sargan não valida os instrumentos do painel dinâmico.

O Modelo 4 também encontra informações expressivas para 9 países, como constatado na Tabela 13. No caso da Áustria, as variáveis de BE e I, tem resultados significativos, conforme OLS e painel de efeito fixo, entretanto, como o teste de Chow (1960) não é válido, considera-se OLS satisfatória para apontar a relevância das variáveis BE e I. Para Estônia, tem-se painel dinâmico em que as quatro variáveis são relevantes para o Modelo 4.

Tabela 13 – Regressão e Painel - MODELO 4 - TFP EP GE I REERBE

País/ Variável	1. Áustria	5. Estônia	7. França	8. Alemanha	11. Irlanda	12. Eslováquia	17. Eslovênia	19. Suécia	20. Reino Unido
<b>TFP</b>	DP L1 - 0*	DP L1 - 0.008*	DP L1 - 0*		DP L1 - 0*	DP L1 - 0*	DP L1 - 0*	DP L1 - 0.005*	DP L1 - 0*
<b>EP</b>		OLS - 0.008* EF -0.008* DP - 0*	OLS - 0.019** EF - 0.019** DP - 0.004*	OLS - 0.066*** EF - 0.066*** DP - 0.094***			DP - 0.024**		DP - 0*
<b>GE</b>		DP - 0.057***						OLS - 0.017** EF - 0.017**	DP - 0.007*
<b>I</b>	OLS - 0.080*** EF - 0.080***	OLS - 0.001* EF - 0.001* DP - 0*			OLS - 0.065*** EF - 0.065***	OLS - 0.050** EF - 0.050**	OLS - 0.081*** EF - 0.081***		
<b>REERBE</b>	OLS - 0.034** EF - 0.034**	OLS - 0.002* EF - 0.002* DP - 0	OLS - 0.002* EF - 0.002* DP - 0*				DP - 0.038**		

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários; FE - Efeito Fixo; DP - Painel Dinâmico; Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.  
Fonte: Elaborada pela autora

Como indica a Tabela 13, a França, exhibe que as variáveis EP e REERBE são significativas, seja por OLS, painel de efeito fixo ou painel dinâmico. Entretanto, teste de Sargan (1958) (Tabela 14) valida os instrumentos e o painel dinâmico, bem como o valor apresentado na soma do quadrado dos resíduos.

Tabela 14 – Teste de Sargan e e(rss) - MODELO 4 - TFP EP GE I REERBE

País\ Variável	7. França
Prob >chi2	0.0821***
e(rss)	OLS - 0.00155 DP - 0.00062

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários; DP - Painel Dinâmico.

Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.

Fonte: Elaborada pela autora.

A variável EP é significativa na Alemanha para o Modelo 4, com testes de Chow (1960) não válido e Sargan (1958) inexpressivo, OLS é satisfatório para suportar os

resultados. Irlanda, Eslováquia e Eslovênia sugerem que I é considerável segundo OLS, ademais, para Eslovênia REERBE é significativa conforme painel dinâmico. Na Suécia, a variável GE é importante seja por OLS ou painel de efeito fixo, entretanto o teste de Chow não é validado, logo OLS é aceitável. No Reino Unido, tem-se painel dinâmico e EP e GE importantes para o Modelo 4.

O Modelo 5 apresenta respostas pertinentes apenas para 7 dos 20 países como é possível constatar na Tabela 15. A Estônia sugere que as variáveis BE e REERI são significativas, o teste de Chow não é corroborado e o teste de Sargan não valida os instrumentos, logo, OLS é suficiente para provar a relevância das variáveis. Para França, EP e BE são averiguadas por OLS, embora BE possua um  $p$ -valor mais adequado para painel dinâmico, o teste de Sargan não valida os instrumentos. Na Tabela 15, OLS aponta que EP é a única variável satisfatória para o Modelo 5 para a Alemanha.

Ressaltando o caso da Grécia, vê-se que BE é apontada como relevante; para a Eslováquia, as variáveis BE e REERI são importantes; na Suécia, apenas GE promulga significância. Nestes três países OLS e painel de efeito fixo explicam a relevância das variáveis, no entanto, o teste de Chow (1960) é inconclusivo, assim OLS é suficiente para aferir o resultado. Neste Modelo 5, as quatro variáveis de competitividade são significativas segundo painel dinâmico para o Reino Unido.

Tabela 15 – Regressão e Painel - MODELO 5 - TFP EP GE BE REERI

País/ Variável	5. Estônia	7. França	8. Alemanha	9. Grécia	12. Eslováquia	19. Suécia	20. Reino Unido
<b>TFP</b>		DP L1 - 0*		DP L1 - 0*	DP L1 - 0*	DP L1 - 0.010*	DP L1 - 0*
<b>EP</b>		OLS - 0.017** EF - 0.017** DP - 0.077***	OLS - 0.030** EF - 0.030** DP - 0.056***				DP - 0*
<b>GE</b>						OLS - 0.021** EF - 0.021**	DP - 0.005*
<b>BE</b>	OLS - 0.091*** EF - 0.091***	OLS - 0.002* EF - 0.002* DP - 0*		OLS - 0.057*** EF - 0.057***	OLS - 0.067** EF - 0.067**		DP - 0.068***
<b>REERI</b>	OLS - 0.065*** EF - 0.065*** DP - 0.077***				OLS - 0.056** EF - 0.056**		DP - 0.077***

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários; FE - Efeito Fíxo; DP - Painel Dinâmico; Níveis de significância: \*0.1, \*\* 0.05, \*\*\*0.01.  
Fonte: Elaborada pela autora

Os resultados dos testes revelam que existe uma correlação e multicolinearidade nas variáveis EP, I, REEREP e REERI e os testes para o grupo de países sob uma perspectiva geral mostram que nenhum dos Modelos é corroborado. Ao se avaliar as conclusões sobre a ótica de cada país, para o Modelo 1, apenas 9 países exprimem resultados notáveis que validam a Hipótese 1, na maioria deles, TFP é influenciada por EP, BE e I.

Para o Modelo 2, os mesmos 9 países do Modelo 1 manifestam soluções expressivas que ratificam a Hipótese 2, na maior parte deles, TFP é influenciada por BE e I e em alguns casos, REER tem efeito moderador sobre EP. No Modelo 3 as variáveis EP e I são excuidas por apresentar multicolinearidade, assim os resultados são consideráveis para 11

países, com isso a Hipótese 3 corrobora pois TFP é influenciado por BE e I e ocorre um efeito moderador de REER sobre GE.

Os mesmos 9 países que manifestam resultados significativos para os Modelos 1, 2 e 3, constataam conclusões proeminentes para o Modelo 4, validando a Hipótese 4, pois TFP é influenciado por EP e REER tem efeito moderador sobre BE. Para o Modelo 5, 7 países corroboram com a Hipótese 5 uma vez que TFP é influenciado por BE e REER tem efeito moderador sobre I.

Os resultados mostram que nos dados analisados de forma geral, REER não tem efeito moderador sobre as componentes de competitividade, no entanto a segunda investigação que respeita as peculiaridades de cada país, constatar o efeito moderador de REER alguns casos para todas as hipóteses propostas. O que é corrobora os resultados de Lee e Tang (2007), Iversen e Soskice (2010), Atkinson (2013), Giordano e Zollino (2015), que observaram que a competitividade internacional é influenciada pela taxa de câmbio real. Moosa (2006), Lewis, Martin e Bella (2007), Brixiova, Égert e Essid (2014) verificaram que os valores de taxa de câmbio real alteram a competitividade do crescimento da manufatura e dos serviços. Edwards (1989) complementa que a taxa de câmbio é um bom indicador das mudanças no grau de competitividade e da produtividade. Bose (2014) averigou que uma redução do RER melhora a competitividade dos preços internacionais e o equilíbrio da taxa de câmbio pode mudar com o tempo com base em mudanças de produtividade.

Analisando sete países europeus que sofreram severamente com a crise, mas antes do período de instabilidade, Belke, Haskamp e Schnabl (2018) constataram que saídas (temporárias) da taxa de câmbio real do caminho de apreciação impulsionado pela produtividade, mais as entradas de capital cíclicas, contribuem para a inflação garantida por falta de produtividade e, portanto, para uma perda estrutural na competitividade. Fischer, Hossfeld e Radeck (2018) em um estudo com 20 economias desenvolvidas, encontra amplos indicadores de competitividade de preços baseados em preço e custo, como taxas de câmbio reais baseadas em deflatores do PIB, para prever exportações reais de economias avançadas a longo prazo.

Averiguando empresas coreanas, Choi e Pyun (2018), mostram que a produtividade aumenta para companhias com maior exposição à exportação em mercados estrangeiros em resposta à depreciação do RER, que leva à competitividade de preços das firmas exportadoras domésticas para empresas estrangeiras, permitindo que as firmas exportadoras desfrutem de expansão de escala, embora a depreciação persistente da taxa de câmbio real prejudice a produtividade, especialmente para empresas com crescimento negativo em *P&D*<sup>5</sup>. Todas essas análises exibem um certo grau de semelhança nos resultados obtidos neste trabalho, quando observado país por país, revelando que taxa de câmbio interfere de

---

<sup>5</sup> P&D - Pesquisa e desenvolvimento

formas positivas e negativas sobre competitividade e conseqüentemente em produtividade.

#### 4.3.4 Considerações finais

O objetivo deste capítulo é avaliar o efeito moderador da taxa de câmbio efetivo real sobre cada um dos quatro componentes do Índice de Competitividade Global, que são Performance econômica, Eficiência governamental, Eficiência comercial e Infraestrutura em função da produtividade total dos fatores, para uma base de dados de 20 países, em um período de 2001 até 2018.

Do ponto de vista teórico, nenhuma pesquisa foi desenvolvida até o momento buscando essa interpretação, embora alguns trabalhos com outros focos avaliem a relação entre as variáveis de produtividade e/ou competitividade e/ou câmbio. Recentemente Flachsencker (2018) obteve que produtividade melhora a competitividade macroeconômica na EU por elevar as exportações, o que interfere na taxa de câmbio. É amplamente reconhecido na literatura que uma forma de garantir o crescimento contínuo das exportações é melhorar a competitividade de custos através do crescimento da TFP (ASAFU-ADJAYE; MAHADEVAN, 2003). Gkypali, Kounetas e Tsekouras (2018) sugerem que os padrões de evolução das lacunas tecnológicas industriais específicas dos países europeus refletem melhor a dinâmica da microcomponente da competitividade fundacional de um país, condicionada ao impacto da infraestrutura social, condições institucionais e ambiente macroeconômico, portanto, podem determinar potencialmente a competitividade dos países estudados.

Com base em todo o referencial teórico explorado, foram desenvolvidas e testadas 5 hipóteses, 5 modelos esquadrinhando dois ponto de vista. Considerando os resultados encontrados para a primeira interpretação, nenhum das hipóteses é validada, todavia, quando analisada a segunda perspectiva, é possível validar Hipótese 1 para Áustria, Estônia, França, Alemanha, Irlanda, Eslováquia, Eslovênia, Suécia e Reino Unido; Hipótese 2 para Estônia, França, Alemanha e Reino Unido; Hipótese 3 para Alemanha e Suécia; Hipótese 4 para Áustria, Estônia, França e Eslovênia; Hipótese 5 para Estônia, Eslováquia e Reino Unido. Os resultados mostram que em quase metade dos países estudados, taxa de câmbio exerce um efeito moderador sobre todo as quatro variáveis componentes do Índice de Competitividade Global. Embora Lewis, Martin e Bella (2007) advoguem que as mudanças na taxa de câmbio real podem não refletir mudanças na competitividade.

Os resultados apontam para a importância do desenvolvimento de instrumentos de políticas públicas que tratam de falhas de mercado e de sistema, progredindo com novas políticas de competitividade e crescimento, que ponderem o papel moderador das taxas de câmbio considerando que a macro estabilidade e as políticas industriais podem aumentar a eficácia de uma taxa de câmbio estável e a competitiva como instrumento de desenvolvimento e diversificação.

O estudo apresenta algumas limitações, como o fato do Índice de Competitividade Global (GCI) que é composto por 342 critérios, agrupados em 4 componentes (as 4 variáveis aqui exploradas), não apresentar ainda em sua base de dados todos esses critérios, o que deixa lacunas no processo de mensuração no GCI. Em decorrência disto, em estudos futuros deverá ser explorado cada um dos critérios do GCI, além disso, pode-se avaliar país por país de formas mais precisa ao se considerar os diversos setores econômicos da TFP. Um outro ponto é entender como as diferentes políticas do movimento cambial interagem sobre competitividade e produtividade.



## Referências

- ABEYSINGHE, T.; YEOK, T. L. Exchange rate appreciation and export competitiveness. the case of singapore. *Applied economics*, Taylor & Francis, v. 30, n. 1, p. 51–55, 1998. Citado na página 77.
- ABRAMOVITZ, M. Resource and output trends in the united states since 1870. In: *Resource and output trends in the United States since 1870*. [S.l.]: NBER, 1956. p. 1–23. Citado 6 vezes nas páginas 24, 51, 52, 53, 73 e 80.
- AGGARWAL, R.; MONTANES, A.; PONZ, M. Evidence of long-run purchasing power parity: analysis of real asian exchange rates in terms of the japanese yen. *Japan and the World Economy*, Elsevier, v. 12, n. 4, p. 351–361, 2000. Citado 2 vezes nas páginas 29 e 36.
- AGHION, P. et al. The effects of entry on incumbent innovation and productivity. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 91, n. 1, p. 20–32, 2009. Citado na página 80.
- AGHION, P.; CAROLI, E.; GARCIA-PENALOSA, C. Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories. *Journal of Economic literature*, v. 37, n. 4, p. 1615–1660, 1999. Citado 2 vezes nas páginas 53 e 73.
- AIGINGER, K. Competitiveness: from a dangerous obsession to a welfare creating ability with positive externalities. *Journal of industry, competition and trade*, Springer, v. 6, n. 2, p. 161–177, 2006. Citado 3 vezes nas páginas 24, 74 e 77.
- AIGINGER, K.; BÄRENTHALER-SIEBER, S.; VOGEL, J. *Competitiveness under new perspectives*. [S.l.], 2013. Citado 2 vezes nas páginas 73 e 74.
- AIGINGER, K.; VOGEL, J. Competitiveness: from a misleading concept to a strategy supporting beyond gdp goals. *Competitiveness Review*, Emerald Group Publishing Limited, v. 25, n. 5, p. 497–523, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 74 e 77.
- AKAIKE, H. Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the institute of Statistical Mathematics*, Springer, v. 21, n. 1, p. 243–247, 1969. Citado na página 61.
- AKAIKE, H. Maximum likelihood identification of gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 60, n. 2, p. 255–265, 1973. Citado na página 61.
- AMECO, M.-e. d. *Macro-economic database AMECO*. 2017. Disponível em: <[https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/indicators-statistics/economic-databases/macro-economic-database-ameco\\_en](https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/indicators-statistics/economic-databases/macro-economic-database-ameco_en)>. Citado na página 56.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 18, n. 1, p. 47–82, 1982. Citado na página 82.
- ANGELL, J. W. International trade under inconvertible paper. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 36, n. 3, p. 359–412, 1922. Citado 2 vezes nas páginas 36 e 46.

- ANGELL, J. W. et al. Theory of international prices. Harvard University Press, 1926. Citado na página 32.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, Wiley-Blackwell, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991. Citado 2 vezes nas páginas 82 e 84.
- ARK, B. V. *Total factor productivity: Lessons from the past and directions for the future*. [S.l.], 2014. Citado 5 vezes nas páginas 24, 52, 53, 73 e 80.
- ARK, B. V.; JÄGER, K. Recent trends in europe’s output and productivity growth performance at the sector level, 2002-2015. *International Productivity Monitor*, Centre for the Study of Living Standards, n. 33, p. 8–23, 2017. Citado 5 vezes nas páginas 24, 52, 53, 73 e 80.
- ARTUS, J. R. Methods of assessing the long-run equilibrium value of an exchange rate. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 8, n. 2, p. 277–299, 1978. Citado na página 78.
- ARTUS, J. R.; KNIGHT, M. *Issues in the Assessment of the Exchange Rates of Industrial Countries*. 1984. Citado 2 vezes nas páginas 35 e 78.
- ASAFU-ADJAYE, J.; MAHADEVAN, R. How cost efficient are australia’s mining industries? *Energy economics*, Elsevier, v. 25, n. 4, p. 315–329, 2003. Citado na página 93.
- ASEA, P. K.; MENDOZA, E. G. The balassa-samuelsen model: A general-equilibrium appraisal. *Review of International Economics*, Wiley Online Library, v. 2, n. 3, p. 244–267, 1994. Citado na página 69.
- ATKINSON, R. D. Competitiveness, innovation and productivity. *The Information Technology & Innovation Foundation*. –August, p. 2–7, 2013. Citado 10 vezes nas páginas 23, 24, 52, 53, 73, 74, 77, 78, 80 e 92.
- ATTIA, S. M. The informal economy as an engine for poverty reduction and development in egypt. 2009. Citado 2 vezes nas páginas 39 e 40.
- BAHARUMSHAH, A. Z.; TZE-HAW, C.; FOUNTAS, S. Re-examining purchasing power parity for east-asian currencies: 1976–2002. *Applied Financial Economics*, Taylor & Francis, v. 18, n. 1, p. 75–85, 2008. Citado 3 vezes nas páginas 29, 30 e 36.
- BAILEY, M. J.; MUTH, R. F.; NOURSE, H. O. A regression method for real estate price index construction. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis Group, v. 58, n. 304, p. 933–942, 1963. Citado na página 34.
- BALASSA, B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 72, n. 6, p. 584–596, 1964. Citado 16 vezes nas páginas 23, 25, 32, 35, 36, 45, 46, 47, 48, 49, 50, 51, 52, 55, 56 e 77.
- BALDWIN, R.; LOPEZ-GONZALEZ, J. Supply-chain trade: A portrait of global patterns and several testable hypotheses. *The World Economy*, v. 38, n. 11, p. 1682–1721, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 51 e 56.

- BARTELSMAN, E.; HALTIWANGER, J.; SCARPETTA, S. Cross-country differences in productivity: The role of allocation and selection. *American Economic Review*, v. 103, n. 1, p. 305–34, 2013. Citado 2 vezes nas páginas 47 e 77.
- BARTELSMAN, E. J.; DOMS, M. Understanding productivity: Lessons from longitudinal microdata. *Journal of Economic literature*, v. 38, n. 3, p. 569–594, 2000. Citado 4 vezes nas páginas 24, 52, 53 e 73.
- BASSO, L. F. C. Uma teoria alternativa para a determinação da taxa de câmbio. *Revista de Economia Política e História Econômica*, v. 12, n. 1807 - 2674, p. 83 – 118, 2008. Citado 4 vezes nas páginas 24, 47, 52 e 77.
- BAUM, C. F.; LÖÖF, H.; NABAVI, P. Innovation strategies, external knowledge and productivity growth. *Industry and Innovation*, Taylor & Francis, p. 1–20, 2018. Citado 2 vezes nas páginas 51 e 80.
- BAUMOL, W. J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis. *The American economic review*, JSTOR, v. 57, n. 3, p. 415–426, 1967. Citado na página 50.
- BELKE, A.; HASKAMP, U.; SCHNABL, G. Beyond balassa and samuelson: real convergence, capital flows, and competitiveness in greece. *Empirica*, v. 45, n. 2, p. 409–424, 2018. Citado 5 vezes nas páginas 48, 50, 56, 69 e 92.
- BJ, B. o. J. *Monetary Policy : ????* Bank of Japan. 2018. Disponível em: <<http://www.boj.or.jp/en/mopo/index.htm/>>. Citado na página 64.
- BLEISCHWITZ, R. International economics of resource productivity–relevance, measurement, empirical trends, innovation, resource policies. *International Economics and Economic Policy*, Springer, v. 7, n. 2-3, p. 227–244, 2010. Citado na página 77.
- BLOOM, N. et al. Really uncertain business cycles. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 86, n. 3, p. 1031–1065, 2018. Citado na página 80.
- BLOOM, N.; REENEN, J. V. Measuring and explaining management practices across firms and countries. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 122, n. 4, p. 1351–1408, 2007. Citado 5 vezes nas páginas 24, 51, 52, 53 e 73.
- BLOOM, N.; SCHANKERMAN, M.; REENEN, J. V. Identifying technology spillovers and product market rivalry. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 81, n. 4, p. 1347–1393, 2013. Citado na página 73.
- BOSE, D. Real exchange rates and international competitiveness–concepts, measures and trends in new zealand. In: *paper for the NZAE Conference*. [S.l.: s.n.], 2014. Citado 3 vezes nas páginas 76, 78 e 92.
- BOSKIN, M. J.; JORGENSON, D. W. Implications of overstating inflation for indexing government programs and understanding economic progress. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 87, n. 2, p. 89–93, 1997. Citado na página 34.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1287–1294, 1979. Citado 5 vezes nas páginas 81, 84, 85, 86 e 87.

- BRIXIOVA, Z.; ÉGERT, B.; ESSID, T. H. A. The real exchange rate and external competitiveness in egypt, morocco and tunisia. *Review of Middle East Economics and Finance Rev. Middle East Econ. Fin.*, De Gruyter, v. 10, n. 1, p. 25–51, 2014. Citado 5 vezes nas páginas 74, 76, 77, 78 e 92.
- BROWN, E. P. The meaning of the fitted cobb-douglas function. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 71, n. 4, p. 546–560, 1957. Citado na página 24.
- BURDA, M. C.; SEVERGNINI, B. Tfp growth in old and new europe. *Comparative Economic Studies*, v. 51, n. 4, p. 447–466, 2009. Citado 4 vezes nas páginas 24, 52, 53 e 73.
- BURDA, M. C.; SEVERGNINI, B. Total factor productivity convergence in german states since reunification: Evidence and explanations. *Journal of Comparative Economics*, v. 46, n. 1, p. 192–211, 2018. Citado 5 vezes nas páginas 24, 52, 53, 54 e 73.
- CAMPBELL, D. L. Measurement matters: Productivity-adjusted weighted average relative price indices. *Journal of International Money and Finance*, v. 61, p. 45–81, 2016. Citado 4 vezes nas páginas 46, 47, 48 e 50.
- CAMPBELL, J. R.; FISHER, J. D. Idiosyncratic risk and aggregate employment dynamics. *Review of Economic Dynamics*, Elsevier, v. 7, n. 2, p. 331–353, 2004. Citado na página 77.
- CASSEL, G. The present situation of the foreign exchanges. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 26, n. 101, p. 62–65, 1916. Citado 5 vezes nas páginas 23, 29, 31, 32 e 76.
- CASSEL, G. Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 28, n. 112, p. 413–415, 1918. Citado 5 vezes nas páginas 29, 31, 32, 45 e 47.
- CASSEL, G. The world's monetary problem. *Bankers' Magazine (1896-1943)*, American Periodicals Series II, v. 104, n. 1, p. 71, 1922. Citado 4 vezes nas páginas 31, 32, 33 e 45.
- CASSEL, G. The rate of interest, the bank rate, and the stabilization of prices. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 42, n. 4, p. 511–529, 1928a. Citado 4 vezes nas páginas 31, 32, 33 e 47.
- CASSEL, G. Postwar monetary stabilization. *New York*, 1928b. Citado 5 vezes nas páginas 31, 32, 33, 35 e 47.
- CASSEL, G. *The crisis in the world's monetary system: being the Rhodes memorial lectures delivered in Trinity term, 1932*. [S.l.]: Clarendon Press, 1932. Citado 3 vezes nas páginas 31, 32 e 33.
- CASSEL, G. The crisis in the world's monetary system. *Bankers' Magazine (1896-1943)*, American Periodicals Series II, v. 126, n. 1, p. 85, 1933. Citado 3 vezes nas páginas 31, 45 e 47.
- CASSEL, G. *THE THEORY OF SOCIAL ECONOMY*. [S.l.]: SENTRY PRESS, 1967. Citado 3 vezes nas páginas 31, 32 e 35.
- CASTELLACCI, F. Innovation and the competitiveness of industries: Comparing the mainstream and the evolutionary approaches. *Technological Forecasting and Social Change*, Elsevier, v. 75, n. 7, p. 984–1006, 2008. Citado 3 vezes nas páginas 53, 73 e 77.

- CASTELLACCI, F. How does competition affect the relationship between innovation and productivity? estimation of a cdm model for norway. *Economics of Innovation and New Technology*, Taylor & Francis, v. 20, n. 7, p. 637–658, 2011. Citado na página 51.
- CERVERO, M. S. G. et al. *Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, "Ins, Outs," and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework*. [S.l.]: International Monetary Fund, 1999. Citado na página 78.
- CHEUNG, Y.-W.; LAI, K. S. Finite-sample sizes of johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Wiley Online Library, v. 55, n. 3, p. 313–328, 1993. Citado na página 30.
- CHOI, B.-Y.; PYUN, J. H. Does real exchange rate depreciation increase productivity? analysis using korean firm-level data. *The World Economy*, Wiley Online Library, v. 41, n. 2, p. 604–633, 2018. Citado na página 92.
- CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 28, n. 3, p. 591–605, 1960. Citado 8 vezes nas páginas 81, 83, 85, 86, 88, 89, 90 e 91.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Transcendental logarithmic production frontiers. *The review of economics and statistics*, JSTOR, p. 28–45, 1973. Citado 3 vezes nas páginas 53, 54 e 71.
- CIMOLI, M. Technological gaps, specialization and growth: A structuralist/evolutionary view. WP-94-082, 1994. Citado na página 77.
- COLLARD-WEXLER, A. Demand fluctuations in the ready-mix concrete industry. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 81, n. 3, p. 1003–1037, 2013. Citado na página 73.
- COLTORTI, F.; VENANZI, D. Productivity, competitiveness, and territories of the italian medium-sized companies. *International Journal of Economics and Finance*, v. 9, n. 12, p. 86, 2017. Citado 5 vezes nas páginas 23, 73, 74, 77 e 80.
- COPELAND, L. S. *Exchange rates and international finance*. [S.l.]: Pearson Education, 2008. Citado 5 vezes nas páginas 29, 32, 34, 35 e 36.
- COUHARDE, C. et al. Eqchange: A world database on actual and equilibrium effective exchange rates. *International Economics*, 2018. Citado na página 47.
- CRESPO, A.; SEGURA-CAYUELA, R. Understanding competitiveness. 2014. Citado na página 77.
- DAHLSTRÖM, K.; EKINS, P. Eco-efficiency trends in the uk steel and aluminum industries. *Journal of Industrial Ecology*, Wiley Online Library, v. 9, n. 4, p. 171–188, 2005. Citado 2 vezes nas páginas 23 e 73.
- DÁVILA-FERNÁNDEZ, M. J.; OREIRO, J. L.; DÁVILA, M. W. D. Endogenizing non-price competitiveness in a bope growth model with capital accumulation. *Structural Change and Economic Dynamics*, Elsevier, v. 44, p. 77–87, 2018. Citado na página 78.
- DEKLE, R.; FUKAO, K. 4 the japan-us exchange rate, productivity, and the. *Japan's Bubble, Deflation, and Long-term Stagnation*, MIT Press, p. 105, 2010. Citado na página 45.

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, [American Statistical Association, Taylor & Francis, Ltd.], v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979. ISSN 01621459. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2286348>>. Citado 6 vezes nas páginas 30, 38, 41, 57, 60 e 69.
- DIEWERT, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 4, n. 2, p. 115–145, 1976. Citado na página 71.
- DIEWERT, W. E. Superlative index numbers and consistency in aggregation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 883–900, 1978. Citado na página 71.
- DIEWERT, W. E. Fisher ideal output, input, and productivity indexes revisited. *Journal of Productivity Analysis*, Springer, v. 3, n. 3, p. 211–248, 1992. Citado na página 71.
- DJANKOV, S. et al. *Doing business in 2004: understanding regulation*. [S.l.]: World Bank Publications, 2004. v. 1. Citado 2 vezes nas páginas 25 e 75.
- DOAN, T. H. T.; GENTE, K. Real exchange rate and productivity in an olg model. *Annals of Economics and Statistics/ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE*, JSTOR, p. 259–281, 2013. Citado 3 vezes nas páginas 23, 48 e 53.
- DORNBUSCH, R. Exchange rate expectations and monetary policy. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 6, n. 3, p. 231–244, 1976. Citado na página 23.
- DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 84, n. 6, p. 1161–1176, 1976. Citado 2 vezes nas páginas 23 e 45.
- DORNBUSCH, R. Ppp exchange-rate rules and macroeconomic stability. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, v. 90, n. 1, p. 158–165, 1982. ISSN 00223808, 1537534X. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1831234>>. Citado 2 vezes nas páginas 29 e 76.
- DORNBUSCH, R. Exchange rates and prices. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 77, n. 1, p. 93–106, 1987. ISSN 00028282. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1806731>>. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 32.
- DOSI, G.; GRAZZI, M.; MOSCHELLA, D. Technology and costs in international competitiveness: from countries and sectors to firms. *Research Policy*, Elsevier, v. 44, n. 10, p. 1795–1814, 2015. Citado 3 vezes nas páginas 74, 75 e 77.
- DUMÉNIL, G.; LÉVY, D. *Neoliberalismo: neo-imperialismo*. 2007. Citado 2 vezes nas páginas 47 e 51.
- EC, E. C. *European Commission*. 2018. Disponível em: <<https://ec.europa.eu/commission/index>>. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 56.
- EDWARDS, S. *Real exchange rates in the developing countries: Concepts and measurement*. [S.l.], 1989. Citado 11 vezes nas páginas 29, 31, 33, 35, 36, 45, 46, 76, 77, 78 e 92.

- EDWARDS, S. *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited*. [S.l.], 2006. Citado 3 vezes nas páginas 23, 29 e 76.
- ÉGERT, B. et al. The balassa–samuelson effect in central and eastern europe: myth or reality? *Journal of comparative Economics*, Elsevier, v. 31, n. 3, p. 552–572, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 52 e 55.
- ÉGERT, B.; HALPERN, L.; MACDONALD, R. Equilibrium exchange rates in transition economies: taking stock of the issues. *Journal of Economic surveys*, Wiley Online Library, v. 20, n. 2, p. 257–324, 2006. Citado 7 vezes nas páginas 45, 47, 48, 49, 50, 69 e 70.
- ENDERS, W. Arima and cointegration tests of ppp under fixed and flexible exchange rate regimes. *The Review of Economics and Statistics*, JSTOR, p. 504–508, 1988. Citado na página 45.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 57 e 58.
- ENDERS, W.; CHUMRUSPHONLERT, K. Threshold cointegration and purchasing power parity in the pacific nations. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 36, n. 9, p. 889–896, 2004. Citado 2 vezes nas páginas 29 e 30.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987. ISSN 00129682, 14680262. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913236>>. Citado 3 vezes nas páginas 37, 38 e 57.
- EPSTEIN, H.; MARCONI, S. Purchasing power parities for latin america and the caribbean, 2005-2013: methods and results. *CEPAL Review*, 2016. Citado 3 vezes nas páginas 45, 47 e 49.
- EU, E. U. *Official website of the European Union - European Union - European Commission*. 2018. Disponível em: <[https://europa.eu/european-union/index\\_en](https://europa.eu/european-union/index_en)>. Citado 8 vezes nas páginas 61, 62, 63, 64, 65, 66, 67 e 68.
- FAGERBERG, J. International competitiveness. *The economic journal*, JSTOR, v. 98, n. 391, p. 355–374, 1988. Citado na página 74.
- FAMÁ, R.; CHAIA, A. J. Teorias da previsão da taxa de câmbio: um teste de eficiência no brasil, chile e méxico na segunda metade dos anos 90. *REGE Revista de Gestão*, v. 8, n. 2, 2010. Citado na página 31.
- FARIA, J. R.; LEON-LEDESMA, M. Testing the balassa–samuelson effect: Implications for growth and the ppp. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 25, n. 2, p. 241–253, 2003. Citado 3 vezes nas páginas 48, 49 e 50.
- FEENSTRA, R. C.; INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. The next generation of the penn world table. *American economic review*, v. 105, n. 10, p. 3150–82, 2015. Citado 6 vezes nas páginas 24, 52, 53, 69, 73 e 80.
- FISCHER, C.; HOSSFELD, O.; RADECK, K. On the suitability of alternative competitiveness indicators for explaining real exports of advanced economies. *Open Economies Review*, Springer, v. 29, n. 1, p. 119–139, 2018. Citado na página 92.

- FLACHENECKER, F. The causal impact of material productivity on macroeconomic competitiveness in the european union. *Environmental Economics and Policy Studies*, Springer, v. 20, n. 1, p. 17–46, 2018. Citado 4 vezes nas páginas 74, 75, 77 e 93.
- FRENKEL, J. *The collapse of purchasing power parities during the 1970s*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1980. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 32.
- FRENKEL, J. Flexible exchange rates, prices and the role of news: lessons from the 1970s. *Journal of Political Economy B*, v. 9, p. 655–705, 1981. Citado 4 vezes nas páginas 30, 31, 32 e 45.
- FRENKEL, J. A. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *The scandinavian Journal of economics*, JSTOR, p. 200–224, 1976. Citado na página 23.
- FRENKEL, J. A. Purchasing power parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s. National Bureau of Economic Research (NBER), 1979. Citado 6 vezes nas páginas 31, 32, 34, 36, 45 e 46.
- FROCRAIN, P.; GIRAUD, P.-N. The evolution of tradable and non-tradable employment: evidence from france. 2017. Citado na página 55.
- GEWEKE, J.; PORTER-HUDAK, S. The estimation and application of long memory time series models. *Journal of time series analysis*, Wiley Online Library, v. 4, n. 4, p. 221–238, 1983. Citado na página 30.
- GIORDANO, C.; ZOLLINO, F. Exploring price and non-price determinants of trade flows in the largest euro-area countries. 2015. Citado 3 vezes nas páginas 73, 78 e 92.
- GKYPALI, A.; KOUNETAS, K.; TSEKOURAS, K. European countries' competitiveness and productive performance evolution: unraveling the complexity in a heterogeneity context. *Journal of Evolutionary Economics*, Springer, p. 1–31, 2018. Citado 3 vezes nas páginas 75, 77 e 93.
- GOPINATH, G. et al. Capital allocation and productivity in south europe. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 132, n. 4, p. 1915–1967, 2017. Citado na página 72.
- GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 424–438, 1969. Citado 4 vezes nas páginas 38, 57, 58 e 59.
- GREGORIO, J. D.; GIOVANNINI, A.; KRUEGER, T. H. The behavior of nontradable-goods prices in europe: Evidence and interpretation. *Review of International Economics*, Wiley Online Library, v. 2, n. 3, p. 284–305, 1994. Citado na página 56.
- GREGORIO, J. D.; GIOVANNINI, A.; WOLF, H. C. International evidence on tradables and nontradables inflation. *European Economic Review*, Elsevier, v. 38, n. 6, p. 1225–1244, 1994. Citado na página 56.
- GRILICHES, Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth. *The bell journal of economics*, JSTOR, p. 92–116, 1979. Citado na página 71.



- GUZMAN, M.; OCAMPO, J. A.; STIGLITZ, J. E. Real exchange rate policies for economic development. *World Development*, Elsevier, v. 110, p. 51–62, 2018. Citado 2 vezes nas páginas 72 e 78.
- HABIB, M. M.; MILEVA, E.; STRACCA, L. The real exchange rate and economic growth: Revisiting the case using external instruments. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 73, p. 386–398, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 47, 72 e 76.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, JSTOR, p. 190–195, 1979. Citado na página 61.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1029–1054, 1982. Citado na página 84.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, JSTOR, p. 1251–1271, 1978. Citado 5 vezes nas páginas 81, 83, 85, 86 e 87.
- HEATHCOTE, J.; PERRI, F. *Financial globalization and real regionalization*. [S.l.], 2002. Citado na página 23.
- HONG, S. H.; PHILLIPS, P. C. Testing linearity in cointegrating relations with an application to purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 28, n. 1, p. 96–114, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 30 e 31.
- HOTTENROTT, H.; REXHÄUSER, S.; VEUGELERS, R. Organisational change and the productivity effects of green technology adoption. *Resource and Energy Economics*, Elsevier, v. 43, p. 172–194, 2016. Citado 4 vezes nas páginas 24, 52, 53 e 73.
- HOUTHAKKER, H. S. Purchasing power parity as an approximation to the equilibrium exchange ratio. *Economics Letters*, Elsevier, v. 1, n. 1, p. 71–75, 1978. Citado 6 vezes nas páginas 31, 32, 47, 76, 77 e 78.
- HSIAO, C. Analysis of panel data, 2nd. *Cambridge: Cambridge University Press. Kose, Ma, Es Prasad, & Me Terrones (2003), Financial integration and macroeconomic volatility, Imf Staff Papers*, v. 50, p. 119–142, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 82 e 83.
- HSIAO, C.; TAHMISIOGLU, A. K. Estimation of dynamic panel data models with both individual and time-specific effects. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Elsevier, v. 138, n. 9, p. 2698–2721, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 82 e 83.
- IMD, I. I. f. M. D. *IMD World Competitiveness Online*. 2018. Disponível em: <<https://worldcompetitiveness.imd.org/>>. Citado 3 vezes nas páginas 74, 80 e 81.
- IMF, I. M. F. H. P. 2017. Disponível em: <<http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&sid=1390030341854>>. Citado 2 vezes nas páginas 55 e 56.
- INKLAAR, R.; TIMMER, M. Capital, labor and tfp in pwt8. 0. *University of Groningen (unpublished)*, 2013. Citado 6 vezes nas páginas 23, 24, 52, 53, 73 e 80.

INKLAAR, R.; TIMMER, M. P.; ARK, B. V. Mind the gap! international comparisons of productivity in services and goods production. *German Economic Review*, Wiley Online Library, v. 8, n. 2, p. 281–307, 2007. Citado 5 vezes nas páginas 24, 52, 53, 73 e 80.

IVERSEN, T.; SOSKICE, D. Real exchange rates and competitiveness: The political economy of skill formation, wage compression, and electoral systems. *American Political Science Review*, Cambridge University Press, v. 104, n. 3, p. 601–623, 2010. Citado 4 vezes nas páginas 76, 77, 78 e 92.

JENSEN, J. B.; KLETZER, L. G. Measuring tradable services and the task content of offshorable services jobs. In: *Labor in the new economy*. [S.l.]: University of Chicago Press, 2010. p. 309–335. Citado 2 vezes nas páginas 55 e 56.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, Elsevier, v. 12, n. 2-3, p. 231–254, 1988. Citado 3 vezes nas páginas 38, 57 e 69.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1551–1580, 1991. Citado 2 vezes nas páginas 37 e 38.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. [S.l.]: Oxford University Press on Demand, 1995. Citado 3 vezes nas páginas 30, 38 e 41.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Wiley Online Library, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990. Citado 2 vezes nas páginas 38 e 58.

JOHNSON, R. C. Five facts about value-added exports and implications for macroeconomics and trade research. *Journal of Economic Perspectives*, v. 28, n. 2, p. 119–42, 2014. Citado 2 vezes nas páginas 51 e 56.

JORGENSEN, D. W.; GRILICHES, Z. The explanation of productivity change. *The review of economic studies*, JSTOR, v. 34, n. 3, p. 249–283, 1967. Citado na página 71.

JORGENSEN, D. W.; HO, M. S.; SAMUELS, J. D. What will revive us economic growth? lessons from a prototype industry-level production account for the united states. *Journal of policy modeling*, v. 4, n. 36, p. 674–691, 2014. Citado na página 73.

JORGENSEN, D. W.; KURODA, M. Productivity and international competitiveness in japan and the united states, 1960-1985. *The Economic Studies Quarterly*, JAPANESE ECONOMIC ASSOCIATION, v. 43, n. 4, p. 313–325, 1992. Citado na página 71.

JORGENSEN, D. W.; KURODA, M.; MOTOHASHI, K. *Productivity in Asia: Economic growth and competitiveness*. [S.l.]: Edward Elgar Publishing, 2007. Citado 8 vezes nas páginas 24, 47, 52, 53, 54, 70, 73 e 80.

KAÜGER, J. J.; CANTNER, U.; HANUSCH, H. Total factor productivity, the east asian miracle, and the world production frontier. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Springer, v. 136, n. 1, p. 111–136, 2000. Citado na página 80.

KEYNES, J. M. *A Tract on Monetary Reform*. [S.l.]: London: Macmillan, 1923. Citado 4 vezes nas páginas 32, 35, 36 e 46.

- KLEMS, W. K. W. *WORLD KLEMS Home*. 2018. Disponível em: <<http://www.worldklems.net/>>. Citado na página 55.
- KOSZEREK, D. et al. *An overview of the EU KLEMS Growth and Productivity Accounts*. [S.l.], 2007. Citado 4 vezes nas páginas 24, 52, 53 e 73.
- KOURI, P. J.; PORTER, M. G. International capital flows and portfolio equilibrium. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 82, n. 3, p. 443–467, 1974. Citado na página 23.
- KRUGMAN, P. Competitiveness: a dangerous obsession. *Foreign Aff.*, HeinOnline, v. 73, p. 28, 1994. Citado 3 vezes nas páginas 24, 71 e 77.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992. Citado na página 30.
- LEE, J.; TANG, M.-K. Does productivity growth appreciate the real exchange rate? *Review of International Economics*, Wiley Online Library, v. 15, n. 1, p. 164–187, 2007. Citado 8 vezes nas páginas 24, 52, 53, 73, 77, 78, 80 e 92.
- LEWIS, M. M.; MARTIN, A.; BELLA, M. G. D. *Assessing competitiveness and real exchange rate misalignment in low-income countries*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2007. Citado 6 vezes nas páginas 74, 75, 76, 78, 92 e 93.
- LIU, P. C. Purchasing power parity in latin america: A co-integration analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Springer, v. 128, n. 4, p. 662–680, 1992. Citado na página 30.
- LOJSCHOVA, A. Estimating the impact of the balassa-samuelson effect in transition economies. Institut für Höhere Studien, 2003. Citado na página 69.
- LORENZO, F.; ABOAL, D.; OSIMANI, R. *The elasticity of substitution in demand for non-tradable goods in Uruguay*. [S.l.]: Inter-American Development Bank, Latin American Research Network, 2005. Citado na página 56.
- LOTHIAN, J. R.; TAYLOR, M. P. Real exchange rates over the past two centuries: how important is the harrod-balassa-samuelson effect? *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 118, n. 532, p. 1742–1763, 2008. Citado na página 49.
- LUCINDA, C.; HOLLAND, M.; GALA, P. Desalinhamento cambial no brasil: uma primeira aproximação. *São Paulo: FGV-EESP*, 2008. Citado na página 33.
- MACDONALD, R. *Exchange rate economics: theories and evidence*. [S.l.]: Routledge, 2007. Citado 3 vezes nas páginas 32, 33 e 34.
- MACDONALD, R.; TAYLOR, M. T. *The International Library of Critical Writings in Economics 16 - Exchange Rate Economics: Volume I*. [S.l.]: Aschgate Publishing Company, 1992. Citado 2 vezes nas páginas 33 e 34.
- MACDONALD, R.; TAYLOR, M. T. *The International Library of Critical Writings in Economics 16 - Exchange Rate Economics: Volume I*. [S.l.]: Aschgate Publishing Company, 1994. Citado 2 vezes nas páginas 33 e 34.

- MACIEJEWSKI, E. B. “real” effective exchange rate indices: A re-examination of the major conceptual and methodological issues. *Staff Papers*, Springer, v. 30, n. 3, p. 491–541, 1983. Citado 2 vezes nas páginas 77 e 78.
- MACROSTY, H. W. *Foreign Investments*. [S.l.]: Pacific Affairs, University of British Columbia, 1930. 224–226 p. Citado 4 vezes nas páginas 31, 32, 45 e 77.
- MAHADEVAN, R. A dea approach to understanding the productivity growth of malaysia’s manufacturing industries. *Asia Pacific Journal of Management*, Springer, v. 19, n. 4, p. 587–600, 2002. Citado 3 vezes nas páginas 53, 73 e 80.
- MAO, R.; YAO, Y. Fixed exchange rate regimes, real undervaluation, and economic growth. *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, World Scientific, v. 7, n. 02, p. 1650008, 2016. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 50.
- MARÇAL, E. F. Estimando o desalinhamento cambial brasileiro a partir de modelos multivariados com cointegração. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2011. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 50.
- MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V.; FILHO, O. C. d. S. Paridade do poder de compra: Testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 57, n. 1, p. 159–190, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 33.
- MCARTHUR, J. W.; SACHS, J. D. et al. The growth competitiveness index: measuring technological advancement and the stages of development. *The global competitiveness report*, Citeseer, v. 2002, p. 28–51, 2001. Citado 2 vezes nas páginas 25 e 75.
- MCLEOD, D.; MILEVA, E. Real exchange rates and productivity growth. *Fordham University Department of Economics Discussion Paper*, v. 4, p. 1–27, 2011. Citado na página 72.
- MIHALJEK, D.; KLAU, M. The balassa–samuelson effect in central europe: a disaggregated analysis. *Comparative Economic Studies*, Springer, v. 46, n. 1, p. 63–94, 2004. Citado na página 55.
- MILLER, T.; KIM, A. B.; HOLMES, K. 2015 index of economic freedom. *Washington DC: The Heritage Foundation*, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 25 e 75.
- MOORSTEEN, R. H. On measuring productive potential and relative efficiency. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 75, n. 3, p. 451–467, 1961. Citado 2 vezes nas páginas 23 e 73.
- MOOSA, I. *Exchange rate regimes: fixed, flexible or something in between?* [S.l.]: Springer, 2006. Citado 3 vezes nas páginas 31, 78 e 92.
- MOULTON, B. R. Bias in the consumer price index: what is the evidence? *Journal of Economic perspectives*, v. 10, n. 4, p. 159–177, 1996. Citado na página 34.
- MULLEN, J.; KEOGH, M. et al. The future productivity and competitiveness challenge for australian agriculture. In: AUSTRALIAN AGRICULTURAL AND RESOURCE ECONOMICS SOCIETY. *2013 Conference (57th), February 5-8, 2013, Sydney, Australia*. [S.l.], 2013. Citado 7 vezes nas páginas 23, 24, 52, 53, 73, 74 e 80.

- MUSSA, M. Our recent experience with fixed and flexible exchange rates: A comment. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. [S.l.], 1976. v. 3, p. 123–141. Citado na página 23.
- NABLI, M. K.; VÉGANZONÈS-VAROUdakIS, M.-A. *Exchange rate regime and competitiveness of manufactured exports: The case of MENA countries*. [S.l.]: World Bank, Office of the Chief Economist, 2002. Citado na página 71.
- NACE, S. c. o. e. a. i. t. E. C. *Glossary: Statistical classification of economic activities in the European Community (NACE) - Statistics Explained*. 2008. Disponível em: <[http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Statistical\\_classification\\_of\\_economic\\_activities\\_in\\_the\\_European\\_Community\\_\(NACE\)](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Statistical_classification_of_economic_activities_in_the_European_Community_(NACE))>. Citado na página 56.
- NICOLETTI, G.; SCARPETTA, S. Regulation, productivity and growth: Oecd evidence. *Economic policy*, Oxford University Press Oxford, UK, v. 18, n. 36, p. 9–72, 2003. Citado 3 vezes nas páginas 24, 51 e 52.
- NIPA, N. I. P. A. *National Economic Accounts: Articles*. 2018. Disponível em: <<https://www.bea.gov/national/an1.htm>>. Citado 2 vezes nas páginas 55 e 56.
- OBSTFELD, M. *Time of troubles: the yen and Japan's economy, 1985-2008*. [S.l.], 2009. Citado na página 48.
- OECD. *OECD Manual - Measuring Productivity MEASUREMENT OF AGGREGATE AND INDUSTRY-LEVEL PRODUCTIVITY GROWTH*. [s.n.], 2001. Disponível em: <<https://www.oecd.org/sdd/productivity-stats/2352458.pdf>>. Citado 10 vezes nas páginas 23, 24, 46, 52, 53, 56, 70, 73, 74 e 80.
- OECD. *OECD.org - OECD*. 2018. Disponível em: <<http://www.oecd.org/>>. Citado 4 vezes nas páginas 41, 46, 54 e 56.
- OFFICER, L. H. The purchasing-power-parity theory of exchange rates: A review article. *Staff Papers*, Springer, v. 23, n. 1, p. 1–60, 1976. Citado na página 35.
- OUGHTON, C. Competitiveness policy in the 1990s. *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 107, n. 444, p. 1486–1503, 1997. Citado na página 74.
- O'DONNELL, C. J. Measuring and decomposing agricultural productivity and profitability change. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Wiley Online Library, v. 54, n. 4, p. 527–560, 2010. Citado 5 vezes nas páginas 24, 52, 53, 73 e 80.
- PAPELL, D. H.; PRODAN, R. Long run purchasing power parity: Cassel or balassa-samuelson? *Photocopy (June)*. *University of Houston*, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 32 e 34.
- PETERS, B. et al. Internationalisation, innovation and productivity in services: evidence from germany, ireland and the united kingdom. *Review of World Economics*, Springer, p. 1–31, 2018. Citado 6 vezes nas páginas 23, 48, 51, 70, 73 e 74.
- PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988. Citado 5 vezes nas páginas 38, 41, 57, 60 e 69.

PORTER, M. E. The competitive advantage of nations. *Competitive Intelligence Review*, Wiley Subscription Services, Inc., A Wiley Company New York, v. 1, n. 1, p. 14–14, 1990. Citado na página 77.

PORTER, M. E.; KETELS, C.; DELGADO, M. The microeconomic foundations of prosperity: findings from the business competitiveness index. *The Global Competitiveness Report 2007–2008*, p. 51–81, 2007. Citado 2 vezes nas páginas 25 e 75.

PORTER, M. E.; LINDE, C. Van der. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of economic perspectives*, v. 9, n. 4, p. 97–118, 1995. Citado 2 vezes nas páginas 24 e 74.

REED, W. R.; YE, H. Which panel data estimator should i use? *Applied economics*, Taylor & Francis, v. 43, n. 8, p. 985–1000, 2011. Citado na página 81.

REINERT, E. S. Competitiveness and its predecessorsa 500-year cross-national perspective. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 6, n. 1, p. 23–42, 1995. Citado na página 74.

RIVERA-BATIZ, F. L.; RIVERA-BATIZ, L. A. International finance and open economy macroeconomics. 2nd. Prentice-Hall, 1994. Citado 4 vezes nas páginas 31, 32, 33 e 34.

RODRIK, D. The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, Brookings Institution Press, v. 2008, n. 2, p. 365–412, 2008. Citado na página 47.

ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic literature*, JSTOR, v. 34, n. 2, p. 647–668, 1996. Citado 8 vezes nas páginas 29, 31, 32, 33, 46, 47, 50 e 77.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986. Citado na página 23.

ROSSI, B. Exchange rate predictability. *Journal of economic literature*, v. 51, n. 4, p. 1063–1119, 2013. Citado 9 vezes nas páginas 23, 24, 31, 47, 52, 53, 70, 73 e 77.

RUIZ-NÁPOLES, P. Exchange rate and competitiveness. In: *Mexico Beyond NAFTA*. [S.l.]: Routledge, 2006. p. 104–127. Citado 2 vezes nas páginas 71 e 74.

RUTA, S. A. M. A. M. *Depreciations without Exports? Global Value Chains and the Exchange Rate Elasticity of Exports*. The World Bank, 2015. Disponível em: <<https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/1813-9450-7390>>. Citado na página 51.

SAHAY, B. Multi-factor productivity measurement model for service organisation. *International Journal of Productivity and Performance Management*, Emerald Group Publishing Limited, v. 54, n. 1, p. 7–22, 2005. Citado na página 24.

SALA-I-MARTIN, X. et al. Mia i,(2010), the global competitiveness index 2010–2011: Looking beyond the global economic crisis. *Schwab, K*, p. 2010–2011, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 75 e 80.

SALVATORE, D. Globalisation, international competitiveness and growth: advanced and emerging markets, large and small countries. *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, World Scientific, v. 1, n. 01, p. 21–32, 2010. Citado na página 74.

SAMARGANDI, N.; FIDRMUC, J.; GHOSH, S. Financial development and economic growth in an oil-rich economy: The case of Saudi Arabia. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 43, p. 267–278, 2014. Citado na página 40.

SAMUELSON, P. A. International trade and the equalisation of factor prices. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 58, n. 230, p. 163–184, 1948. Citado 2 vezes nas páginas 32 e 70.

SAMUELSON, P. A. Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, JSTOR, p. 145–154, 1964. Citado 15 vezes nas páginas 23, 25, 35, 36, 45, 46, 47, 49, 50, 51, 52, 55, 56, 70 e 77.

SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 393–415, 1958. Citado 6 vezes nas páginas 81, 84, 87, 88, 89 e 90.

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. Purchasing power parity and the real exchange rate. *IMF staff papers*, Springer, v. 49, n. 1, p. 65–105, 2002. Citado 8 vezes nas páginas 31, 32, 33, 34, 35, 36, 45 e 46.

SCHMITZ, J. A. What determines productivity? lessons from the dramatic recovery of the US and Canadian iron ore industries following their early 1980s crisis. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 113, n. 3, p. 582–625, 2005. Citado na página 73.

SCHWAB, K.; MARTIN, X. Sala-i. The global competitiveness report 2010-2011. In: . [S.l.]: World Economic Forum, 2010. Citado 3 vezes nas páginas 25, 75 e 80.

SCHWAB, K.; MARTIN, X. Sala-i. *The Global Competitiveness Report 2017-2018*. [S.l.]: World Economic Forum, 2018. Citado 5 vezes nas páginas 25, 71, 75, 76 e 80.

SCHWARZ, G. et al. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, Institute of Mathematical Statistics, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978. Citado na página 61.

SHAH, K. U.; RIVERA, J. E. Do industry associations influence corporate environmentalism in developing countries? evidence from Trinidad and Tobago. *Policy Sciences*, Springer, v. 46, n. 1, p. 39–62, 2013. Citado na página 40.

SIDDIQUE, A.; SELVANATHAN, E. A.; SELVANATHAN, S. Remittances and economic growth: empirical evidence from Bangladesh, India and Sri Lanka. *Journal of Development Studies*, Taylor & Francis, v. 48, n. 8, p. 1045–1062, 2012. Citado na página 40.

SIMÕES, O. R.; MARÇAL, E. F. Agregação temporal e não-linearidade afetam os testes da paridade do poder de compra: evidência a partir de dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 66, n. 3, p. 375–399, 2012. Citado na página 57.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980. Citado 3 vezes nas páginas 58, 61 e 69.

SMITH, A. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. [S.l.]: , 1817. v. 2. Citado na página 24.

- SNOWDON, B.; STONEHOUSE, G. Competitiveness in a globalised world: Michael porter on the microeconomic foundations of the competitiveness of nations, regions, and firms. *Journal of International Business Studies*, Palgrave Macmillan Journals, v. 37, n. 2, p. 163–175, 2006. ISSN 00472506, 14786990. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3875152>>. Citado na página 74.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956. Citado 4 vezes nas páginas 24, 52, 53 e 73.
- SOLOW, R. M. Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, JSTOR, v. 39, n. 3, p. 312–320, 1957. Citado 6 vezes nas páginas 23, 24, 54, 71, 73 e 80.
- SOOFI, A. S. A fractional cointegration test of purchasing power parity: the case of selected members of opec. *Applied Financial Economics*, Taylor & Francis, v. 8, n. 6, p. 559–566, 1998. Citado 6 vezes nas páginas 29, 30, 32, 33, 35 e 36.
- STANOVNIK, P.; KOVAČIČ, A. *Measuring competitiveness of national economies with emphasis on Slovenia*. [S.l.]: Institute for Economic Research Ljubljana, 2000. Citado na página 71.
- STRAUSS, J. The cointegrating relationship between productivity, real exchange rates and purchasing power parity. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 18, n. 2, p. 299–313, 1996. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 46.
- SYVERSON, C. What determines productivity? *Journal of Economic literature*, v. 49, n. 2, p. 326–65, 2011. Citado 8 vezes nas páginas 23, 24, 47, 52, 53, 73, 77 e 80.
- TAYLOR, A. M. Potential pitfalls for the purchasing-power-parity puzzle? sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 69, n. 2, p. 473–498, 2001. Citado na página 32.
- TAYLOR, A. M.; TAYLOR, M. P. The purchasing power parity debate. *The Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, v. 18, n. 4, p. 135–158, 2004. ISSN 08953309. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3216796>>. Citado na página 45.
- THOMPSON, E. R. National competitiveness: a question of cost conditions or institutional circumstances? *British Journal of Management*, Wiley Online Library, v. 15, n. 3, p. 197–218, 2004. Citado na página 75.
- TIAN, M. Tradability of output, business cycles and asset prices. *Journal of Financial Economics*, Elsevier, v. 128, n. 1, p. 86–102, 2018. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 51.
- TINBERGEN, J. Professor douglas' production function. *Revue de l'institut international de statistique*, JSTOR, p. 37–48, 1942. Citado na página 71.
- TÖRÖK, I. Competitiveness of romanian regions in the spatial structure of the eu. In: IOP PUBLISHING. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*. [S.l.], 2017. v. 95, n. 5, p. 052013. Citado 2 vezes nas páginas 71 e 74.



- VASCONCELOS, C. R. F. O efeito balassa-samuelson e a paridade do poder de compra na economia brasileira. *Análise Econômica*, v. 22, n. 41, 2004. Citado 5 vezes nas páginas 32, 48, 49, 50 e 69.
- VISSER, H. *A guide to international monetary economics: exchange rate theories, systems and policies*. [S.l.]: Edward Elgar Publishing, 2006. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 77.
- VOINESCU, R.; MOISOIU, C. Competitiveness, theoretical and policy approaches. towards a more competitive eu. *Procedia Economics and Finance*, Elsevier, v. 22, p. 512–521, 2015. Citado na página 74.
- WADSLEY, A.; FELMINGHAM, B. The purchasing power parity puzzle: The dependent economy solution. In: *Economic Society of Australia, Conference of Economists*. [S.l.: s.n.], 2007. p. Session–2. Citado 2 vezes nas páginas 31 e 35.
- WEF, W. E. F. *The World Economic Forum*. 2018. Disponível em: <<https://www.weforum.org/>>. Citado 4 vezes nas páginas 71, 74, 75 e 80.
- XU, Z. Purchasing power parity, price indices, and exchange rate forecasts. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, n. 1, p. 105–130, 2003. Citado 4 vezes nas páginas 30, 31, 35 e 36.
- YAGCI, F. Choice of exchange rate regimes for developing countries. *World Bank-African Region Working Paper Series*, v. 16, p. 2017, 2001. Citado na página 71.
- YEAGER, L. B. A rehabilitation of purchasing-power parity. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 66, n. 6, p. 516–530, 1958. Citado na página 35.
- YENOKYAN, K.; SEATER, J. J.; ARABSHAHI, M. Economic growth with trade in factors of production. *International Economic Review*, Wiley Online Library, v. 55, n. 1, p. 223–254, 2014. Citado 5 vezes nas páginas 24, 52, 53, 73 e 80.
- YOSHIKAWA, H. On the equilibrium yen-dollar rate. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 80, n. 3, p. 576–583, 1990. Citado na página 78.
- YOUNG, A. Learning by doing and the dynamic effects of international trade. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 106, n. 2, p. 369–405, 1991. Citado 5 vezes nas páginas 24, 52, 53, 73 e 80.
- ZEUGNER, S. Tradable vs. non-tradable: an empirical approach to the classification of sectors. *European Commission*, 2013. Citado 4 vezes nas páginas 46, 51, 55 e 56.