

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

NINA BEATRIZ FLESCH CERVANTES

**ANÁLISE DO EFEITO BALASSA-SAMUELSON PARA O BRASIL PÓS-PLANO REAL:
YUAN (1995-2010) E DÓLAR (1997-2017).**

Porto Alegre

2020

NINA BEATRIZ FLESCH CERVANTES

**ANÁLISE DO EFEITO BALASSA-SAMUELSON PARA O BRASIL PÓS-PLANO
REAL: YUAN (1995-2010) E DÓLAR (1997-2017).**

.

Trabalho de Conclusão submetido ao Curso de Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador(a):

Prof. Dr. Antônio Ernani Martins Lima

Porto Alegre

2020

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	5
2	REVISÃO LITERÁRIA.....	7
2.1	Origem do efeito Balassa-Samuelson.....	7
2.2	Estudo Empíricos sobre Balassa-Samuelson.....	8
2.3	Modelo Teórico.....	14
2.4	Revisão da trajetória cambial.....	16
2.5	Indicador de Produtividade.....	18
2.5.1	Produtividade Brasileira.....	18
2.5.2	Produtividade Brasileira x Produtividade EUA/China.....	19
3	DESCRIÇÃO DOS DADOS.....	21
4	OS MODELOS ECONOMÉTRICOS.....	24
4.1	Modelo Linear.....	24
4.2	Modelo BS-ESTAR.....	25
5	ANÁLISE EMPÍRICA.....	26
5.1	Caso EUA x Brasil.....	26
5.2	Caso China x Brasil.....	33
5.3	Conclusão Análise Empírica.....	35
6.	CONCLUSÃO.....	37

REFERÊNCIAS 39

**ANEXO A – Classificação das Atividades em Setores Comerciais e Não
Comerciais. 42**

**ANEXO B – Gráficos do Comportamento das Variáveis ao Longo do
Período Estudado. 46**

RESUMO

Bela Balassa (1964) e Paul Samuelson (1964) introduziram o conceito de que as diferenças de produtividade entre os países teriam efeito sobre a trajetória do câmbio. Esse conceito hoje é conhecido como efeito Balassa-Samuelson (BS), ele é interpretado como um complemento à teoria da PPC. O estudo busca verificar a validade do efeito BS para câmbio Real/Dólar para o período de 1997 a 2017, e para o câmbio Real/Yuan para o período de 1995 a 2015. O estudo utiliza-se do modelo linear e do modelo SETAR para estimar as regressões do câmbio. Para testar o efeito BS foi avaliada a taxa de câmbio real em função do diferencial de produtividade do Brasil, e de dois países estrangeiros. O estudo conclui que há existência do efeito BS, porém em pequena escala e com correlação negativa para ambos os casos. O melhor modelo econométrico para estimar o câmbio Real/Dólar foi regressão SETAR, diferente do câmbio Real/Yuan para o qual o melhor modelo de regressão foi o linear.

Palavras-chave: Taxa de Câmbio; SETAR; Produtividade.

ABSTRACT

Bela Balassa (1964) and Paul Samuelson (1964) introduced the concept that the productivity differences between the affected countries on the exchange rate trajectory. This concept is now known as the Balassa-Samuelson (BS) effect, it is interpreted as a complement to the PPC theory. The study seeks to verify the validity of the BS effect for the real/dollar exchange rate for the period from 1997 to 2017, and for the real/yuan exchange rate for the period from 1995 to 2015. The study uses the linear model and the SETAR model for estimate as exchange rate regressions. To test the BS effect, a real exchange rate will be evaluated according to the productivity differential of the domestic country, Brazil, and two foreign countries. The study concludes that the existence of the BS effect, however on a small scale and with a negative correlation, is real for both cases. The best econometric model for estimating the real/dollar exchange rate was SETAR regression, unlike the real/yuan exchange rate, which the best regression model was the linear one.

Keywords: Exchange Rate; SETAR; Productivity.

1.INTRODUÇÃO

A teoria de Paridade de Poder de Compra tem grande importância nos modelos de determinação da taxa de câmbio, sendo a hipótese do efeito Balassa-Samuelson um complemento a esta teoria. O trabalho busca quantificar o nível de importância deste efeito no caso do Brasil. Assim que este efeito é quantificado é possível utilizar modelos mais precisos de determinação da taxa de câmbio e aplicar políticas cambiais de maior sucesso. Atualmente o modelo de PPC é estimado trimestralmente pelo Banco Central Brasileiro (BCB) como mecanismo para projetar a trajetória do câmbio futuro. Estes relatórios do BCB são os principais indícios das possíveis políticas monetárias que o governo brasileiro adotará no futuro próximo.

Os estudos empíricos sobre o efeito BS (Balassa-Samuelson), além da importância teórica, apresentam muitas divergências sobre sua validade. Atualmente aparecem diversas explicações e consequência para as proporções do efeito BS para cada país e período em análise. O efeito pode representar tanto um caminho para o desenvolvimento de muitos países, como pode ser um efeito que não existe mais.

O aumento da produtividade pode ser traduzido como uma valorização da taxa de câmbio e melhora os termos de troca para o Brasil, como Omojimi e Oriavwote demonstram ser um caminho viável para a recuperação da Nigéria no seu artigo de 2012. Em estudos mais atuais Tengely(2020) apresentou uma nova tendência, avaliando o efeito BS para a Hungria, a autora constatou que o efeito Balassa-Samuelson vem perdendo magnitude e apesar de apresentar uma teoria bastante intuitiva, pode não ser mais uma realidade devido a mudança de hábitos de consumo e a globalização dos serviços. Um estudo empírico se faz necessário para verificar em que processo se encontra a economia brasileira, e assim ampliar a base literária para criação de novas políticas cambiais e de desenvolvimento.

A abordagem deste trabalho tem como objetivo testar a validade do efeito Balassa-Samuelson (BS) estudando especificamente o caso brasileiro. Para verificar esta premissa serão utilizados e comparados entre si modelos lineares e não lineares. O trabalho busca verificar em segundo momento se o modelo não linear SETAR (*Self-Exciting Threshold Autoregressive*) é um melhor estimador para o efeito Balassa-Samuelson, conforme indica a literatura quando esta avalia modelos econométricos para regressão da taxa de câmbio real.

Para testar o efeito BS será avaliado a taxa de câmbio real em função do diferencial de produtividade do Brasil, e dois países estrangeiros. Os países estrangeiros analisados neste

trabalho são China e Estados Unidos. Esses Estados foram selecionados, pois, foram os maiores parceiros comerciais do Brasil pós-plano real, além de apresentarem altas diferenças de produtividade em relação ao Brasil.

As exportações brasileiras para os Estados Unidos evoluem de 9,26 bilhões em 1997 para 28,69 bilhões em 2018. Atualmente este país é considerado o segundo maior destino das exportações brasileira, porém durante o período de 1997 a 2009 o país era considerado o primeiro destino dessas importações. A relação comercial entre China e o Brasil vem crescendo a uma velocidade gigantesca, em 1997 o Brasil exportava apenas 1,08 bilhões para China e em 2018 esse número chegou a 63,92 bilhões.

Por fim, o estudo busca avançar na metodologia utilizada para testar o efeito BS descrito para o caso brasileiro. Para atingir tal objetivo, dividimos o trabalho da seguinte forma. Após a introdução, a seção 2 faz uma revisão literária sobre os estudos empíricos mais recentes, apresenta o modelo teórico do efeito BS e descreve o histórico das variáveis câmbio e produtividade, no caso brasileiro estas variáveis são postas em perspectiva com a realidade chinesa e estadunidense. Nas seções 3 e 4 são apresentados respectivamente a descrição dos dados e os modelos econométricos. Na seção 5 é apresentado o resultado desta análise e por último a conclusão do trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Origem do efeito Balassa-Samuelson

A Paridade do Poder de Compra (PPC) é uma das teorias e modelos formulados para explicar os determinantes variáveis e comportamentos das taxas de câmbio, que tem origem na concepção do conceito da “Lei do Preço Único”. Esta teoria trabalha com os dados empíricos além de apresentar uma visão aparentemente intuitiva, para explicar que uma cesta de bens comuns em diferentes países tem valores iguais quando medidos em uma moeda comum, propondo então a existência de uma taxa cambial de equilíbrio no longo prazo.

Assim como Rogoff (1996, p. 647) descreve, “Sensação calorosa sobre PPC não é, obviamente, um substituto para evidências concretas”, testes empíricos sobre a teoria estabelecem uma extensa literatura e trazem grandes controvérsias sobre a validade desta teoria.

Os estudos empíricos realizados sobre o assunto têm conclusões diversas, muitos chegam à conclusão da validade para certos períodos e outros desaprovam a teoria como um todo. Uma conclusão comum entre eles é que em sua maioria é possível perceber desvios entre a taxa real de câmbio e seu valor no longo prazo ou no equilíbrio. Uma explicação destes desvios pode ser encontrada dentro das críticas ao modelo. Sintetizando, estas seriam; a questão dos índices de preços e seus erros de medida, a existências de custos de transporte e barreiras no comércio internacional, a direção causal entre câmbio e preços, existência de mercados monopolistas e por último a crítica a não inclusão de efeitos econômicos reais e seus choques.

Numa tentativa de explicar os desvios da taxa de câmbio real, Balassa (1964) e Samuelson (1964) introduziram o conceito de que as diferenças de produtividade entre os países teriam efeito sobre a trajetória do câmbio. Esse conceito hoje é conhecido como efeito Balassa-Samuelson (BS), ele é interpretado como um complemento à teoria da PPC.

Para melhor compreensão do efeito BS é preciso entender a dinâmica entre bens comercializáveis e bens não comercializáveis.

Foi constatado que:

[...]o papel de mercadorias não comercializáveis na determinação dos níveis de preço nacionais sugere que as variações internacionais nos preços de bens não comercializáveis podem contribuir para as discrepâncias no nível de preço entre nações ricas e pobres. Os dados disponíveis de fato mostram que bens não comercializáveis tendem a ser mais caros (em relação às mercadorias

comercializáveis) em países mais ricos. (KRUGMAN e OBSTFELD, 2015, p. 338).

Essa diferença foi explicada no modelo BS devido aos países ricos terem uma mão de obra no setor de comerciáveis mais produtiva. Os salários deste setor são maiores e esse efeito é esparramado sobre as indústrias de bens não comerciáveis aumentando os custos de produção. Consequentemente, a mobilidade interna da mão de obra tende a um equilíbrio de salário entre os setores. O que acontece no final é que os países ricos têm maiores salários e isso acaba aumentando os preços de produtos não comercializáveis. Já o país mais pobre tem salários mais baixos, assumindo pela Lei do Preço Único que os valores monetários das mercadorias comercializáveis são iguais, resultando em produtos não comercializáveis de menor custo. Esse aumento de preços em países de maior produtividade acaba supervalorizando suas moedas.

As principais premissas que compõem o efeito Balassa-Samuelson são: a suposição de que os salários tendem a ser igualados entre setores; a suposição de que a produtividade cresce de maneira mais acelerada no setor de bens comerciáveis do que no setor de bens não comerciáveis; o diferencial de produtividade entre bens não comerciáveis e bens comerciáveis e seus preços relativos são positivamente correlacionados; a taxa de câmbio real e os preços relativos de bens não comerciáveis são positivamente correlacionados; a teoria de poder de paridade de compra é plausível para bens comerciáveis.

2.2 Estudos empíricos do efeito Balassa-Samuelson

O efeito Balassa-Samuelson depende de várias premissas e não se espera que o efeito exista em todos os países do globo, pois cada país tem características econômicas diferentes e vive períodos diferentes de desenvolvimento. Para uma maior análise do efeito nas últimas duas décadas foi realizada uma pequena revisão sobre os mais avançados e recentes estudos sobre o tema nas mais diversas regiões.

Lothian e Taylor (2008) analisaram o efeito BS com dados de dois séculos das moedas da França e Reino Unido comparadas ao dólar. Eles estimaram utilizando o modelo ESTAR e encontraram forte evidência estatística do efeito BS para as moedas libra e dólar, porém o mesmo não ocorreu na relação entre o franco e o dólar. O estudo também avança no tema da possibilidade de ajuste não linear de taxas de câmbio reais para seus equilíbrios de longo prazo. Eles perceberam que choques maiores têm maior velocidade de ajuste do que choques

pequenos. Este trabalho é usado mais tarde de base para o estudo de Peltonen, Popescu e Sager (2009) e conseqüentemente para esta monografia.

O artigo de Chowdhury (2011) trabalha o efeito BS entre os anos de 1950 a 2003 no caso australiano comparado ao dólar. O economista encontra evidência de uma relação significativa de longo prazo entre as taxas de câmbio e o diferencial de produtividade utilizando o modelo ARDL. Chowdhury chega até a definir que o aumento de um por cento da produtividade do trabalho na Austrália em relação aos Estados Unidos da América (EUA) tem o efeito de valorizar 5,6% a taxa de câmbio real da Austrália.

Uma das suposições do estudo empírico do efeito Balassa Samuelson é que caso se utilize uma economia com alta taxa de crescimento da produtividade será mais fácil visualizar os efeitos do fenômeno. Porém o estudo de Imai (2010) aplicado durante 15 anos de alto crescimento de produtividade japonesa demonstrou que a magnitude do efeito na valorização da taxa de câmbio real no longo prazo é geralmente modesta.

Halpern e Wyplosz conduzem um estudo sobre o efeito BS sobre os países que aderiram à união europeia num segundo momento, e demonstra como o efeito BS amplia o desafio de manter uma taxa de câmbio no padrão constante obrigatório de membros da União Europeia (UE). Marçal (2015) avança no tema em seu artigo sobre desalinhamentos cambiais, utilizando o efeito BS como variável ele chega à conclusão de que países dentro da UE têm desalinhamentos variáveis em relação aos seus preços relativos, sendo alguns países positivamente e outros negativamente desalinhados. Acredita-se que pelo fato desses países compartilharem de uma mesma moeda, podem gerar maior inflexibilidade de preços levando a custos acentuados no ajustamento.

O Balassa-Samuelson também foi testado em países de economia subdesenvolvida como a Nigéria, no artigo de Omojimite e Oriavwote em 2012. Neste caso também foram encontrados resultados estatísticos que confirmam a presença de valorização da taxa de câmbio real devido a aumentos de produtividade, e também foi sugerido que o aumento dessa produtividade seria um caminho para o melhoramento dos termos de troca de uma economia subdesenvolvida.

Imed Drine e Christophe Rault conduzem um estudo sobre o efeito BS sobre 6 países asiáticos, sendo que os resultados econométricos encontrados foram de forte rejeição à validade do efeito. Os autores aprofundam sobre o tema da rejeição ao testar as três premissas do efeito

BS separadamente e encontram nos dados a ausência de uma relação longa e positiva entre a diferenciação de produtividade e os preços relativos.

Morvillier (2020) trabalha com a validação do efeito Balassa-Samuelson com diferentes indicadores em 38 países desenvolvidos e em desenvolvimento. O economista trabalhou tanto o efeito interno do BS como o efeito externo, e encontrou fortes suporte para efeito externo do BS utilizando a proxy taxa de câmbio efetiva real.

Um aumento de no preço relativo dos bens não negociáveis em relação aos bens negociáveis está associado a uma valorização da taxa de câmbio efetiva real de 0,180% a 0,319%. Também mostramos que o PIB per capita não é relevante para testar a versão externa da hipótese BS. (MORVILLIER, 2020, p. 34).

Relacionado ao PIB per capita, Morvillier acredita que essa variável pode ter um efeito enganoso sobre a taxa de câmbio efetiva real, uma vez que em seus resultados não mostraram significância no efeito desta variável sobre taxa de câmbio efetiva real.

Solanes e Flores (2005) avaliam a hipótese Balassa-Samuelson (BSH) em países da América Latina e em membros da OECD e encontraram resultados positivos em 7 países latinos e apenas 3 em países da OECD. Esses economistas acreditam que estes países têm várias características em comum:

O fato de que o BSH se aplica a todo o grupo latino-americano e à maioria dos membros do painel considerado dentro tem algumas implicações de política cambial. Já que a diferença no crescimento econômico com em relação aos EUA é especialmente volátil nesses países (como resultado de frequentes choques de oferta), mantendo a taxa de câmbio nominal atrelada ou muito estável ao dólar norte-americano, o efeito BS exige alta... (SOLANES e FLORES, 2005, p. 27).

Outro grande trabalho que aborda o tema de uma visão global é o trabalho de Marçal (2015) que também abrange para discussão o efeito BS para os países do G-20 e outros países periféricos. Ele avalia o período de 1970 a 2010, e neste encontra valores estimados para o efeito BS que reafirmam a teoria. O Brasil surge como o país que apresenta maior desalinhamento cambial dentre os países estudados na década de 2010. Marçal também apresenta um panorama da América Latina, no qual o Uruguai apresenta uma moeda apreciada nos últimos anos do período de 1970 a 2010, e o México e Colômbia apresentam uma moeda depreciada no mesmo período. Entretanto, no caso da Argentina não foi possível estimar um modelo econométrico adequado aos dados do país.

Sampaio (2008) estima o efeito BS utilizando o modelo *system gmm*¹ para mais de 150 países no intuito de construir um índice de desequilíbrio cambial. O trabalho de Sampaio foi baseado nos estudos de Rodrik (2007), porém diferente do último, este aprimora o método econométrico e o índice se torna mais próximo da realidade. Nos dois trabalhos verifica-se que a estimação do desequilíbrio cambial sobre o crescimento econômico é mais acentuada e estatisticamente significativa para países em desenvolvimento.

Rodrik (2007) demonstra em seu trabalho uma correlação positiva entre crescimento econômico e desvalorização da moeda, sobretudo em países em desenvolvimento. O principal contribuinte para essa relação são os preços relativos de bens comerciáveis e não comerciáveis, o autor demonstra como essa variável se altera antes, durante e após um salto de crescimento econômico.

O estudo de Peltonen, Popescu e Sager (2009) foi o pioneiro em testar o modelo BS-ESTAR para os países da OCDE. O estudo encontra evidências que a persistência da meia vida de choques decai 50% comparado a estimação de modelos linear da PPC. O estudo também encontra relação entre a taxa de câmbio real e o diferencial de produtividade dos setores, porém em sentido contrário ao descrito na teoria de BS.

[...]o sinal da relação entre as taxas de câmbio reais da OCDE e choques de produtividade contradiz a previsão da hipótese Balassa-Samuelson, e em vez disso é consistente com ambos com uma rápida assimilação de avanços tecnológicos que afetam níveis de preços do setor dos não-comercializados e uma proliferação crescente de estratégias de preços ao mercado no setor comercial que contraria a Lei do Preço Único (LPU). (Peltonen, Popescu e Sager, 2009, pg. 6).

As estratégias de preço de mercado e o “leapfrogging” são as possíveis responsáveis por esta correlação negativa entre a relação de produtividade e preço de produtos não comerciáveis, como apontado por Peltonen, Popescu e Sager. A estratégia de preço de mercado contradiz a lei do preço único, pois se utiliza da presença de baixa elasticidade entre substituição de bens domésticos e bens estrangeiros, além de utilizar-se do favorecimento dos clientes por produtos nacionais. O “leapfrogging” é um termo em inglês que se refere à troca da prática desatualizada de produção de uma mercadoria por tecnologias de ponta do mercado. Este salto de tecnologia quando ocorrido no setor de bens não comerciáveis, pode gerar um crescimento muito maior que o aumento de produtividade dos setores comerciáveis, contradizendo a premissa do efeito

¹ ggm = método generalizado de momentos.

Balassa-Samuelson e gerando assim uma correlação negativa entre a taxa de câmbio real e os diferenciais de produtividade.

Novos estudos sobre o efeito Balassa-Samuelson detectaram que o efeito vem perdendo magnitude e Tengely (2020) explica essa mudança em seu artigo:

Atuais megatendências - como globalização, digitalização, desenvolvimento tecnológico e inteligência artificial - estão acelerando o aumento da produtividade dos serviços e levando às mudanças nos hábitos de consumo e à globalização dos serviços. Nova estrutura e mudanças que afetam o setor de serviços também estão transformando as condições associadas com a teoria, enfraquecendo assim a operacionalidade prática do efeito Balassa-Samuelson. (TENGEY, 2020, p. 25).

Uma das soluções para os vários empecilhos da comprovação da PPC e os desvios de câmbio apresentadas na literatura do tema, são o avanço da econometria e a aplicação de modelos mais avançados. Os primeiros trabalhos utilizam o modelo linear junto a técnicas de integração. As técnicas tradicionais de co-integração são conhecidas como Johansen (1995), Engle e Granger (1987), Shin (1994) e os testes de fronteira de Pesaran, Shin e Smith (1999).

O método de Johansen impõe que, ao definir o número de defasagens, é necessário que o resíduo obtido seja estacionário. O procedimento de Engle e Granger também assume que o resíduo seja estacionário.

Vasconcelos (2004) esclarece que os testes de fronteira representam um avanço ao tratar quedas estruturais relacionadas a diversos planos econômicos, pois estes permitem testar a existência de um relacionamento de longo prazo entre a variável dependente e um conjunto de repressores quando a ordem destas variáveis é incerta.

Além de outros modelos econométricos, foram abordadas também outras hipóteses do tratamento de dados como a tese levantada por Asea e Mendoza (1994). A asserção de Asea e Mendonza é testada no trabalho de Marques (2003) tendo como objeto de estudo o Brasil, sendo que nela acredita-se que o diferencial de preços relativos não se daria pela relação internacional dos produtos per capita, mas sim pelo diferencial de produtividade intersetorial dos países.

Outras técnicas para aperfeiçoar o modelo estatístico são a inserção de variáveis como; o risco do país; o índice de preço de commodities; e choques econômicos.

A econometria busca uma maneira de incluir ajustes não lineares para as séries estudadas e trabalha para reduzir o grau de agregação dos dados. Alguns estudos sobre a PPC utilizaram modelos TAR (*threshold autoregression*), conhecido por sua modelagem não linear.

No artigo de Balke e Fomby é apresentada uma modelagem em que há um ajuste descontínuo para um equilíbrio de longo prazo. A chave deste modelo é que o erro segue uma auto regressão limite que quando fora de um determinado intervalo é reversível. Muito similar à taxa de câmbio no longo prazo que segue com pequenos desvios em relação a estimativa da PPC e que teoricamente voltaria ao equilíbrio. Esse modelo retira a necessidade de a taxa de câmbio real ser um processo estacionário.

Outros modelos também facilitaram a pesquisa empírica da validade do PPC como o modelo STAR (*smooth threshold autoregressive*) e SETAR (*self-exciting threshold autoregressive*). No artigo de Taylor, Peel e Sarno (2001) demonstram que testes de raízes unitárias para taxas de câmbio reais são mais eficientes que os testes tradicionais em rejeitar uma falsa hipótese nula quando testados em sistemas de múltiplas variáveis. Os autores analisam a taxa de câmbio bilateral dólar – libra, dólar-franco, dólar -marco, e dólar-yen entre 1973 e 1996, encontrando evidências favoráveis a PPC. Estes modelos avançam tanto nos testes de raízes unitárias como numa maior compreensão ao efeito da quebra de regimes cambiais sobre a taxa de câmbio no longo prazo. Independente de estes modelos serem melhor indicados para a pesquisa de validação da PPC, os autores também afirmam que os testes tradicionais podem ser considerados eficazes quando suficiente número de observações for incluído na amostra.

O trabalho de Taylor, Peel e Sarno (2001) utiliza modelagem SETAR e também se aproxima da conclusão de Lothian e Taylor, de que a velocidade da convergência de choques de alta intensidade é maior que os choques de pequena intensidade. Entretanto, é o trabalho de Peltonen, Popescu e Sager (2009) que inclui o efeito Balassa-Samuelson dentro do modelo ESTAR. O modelo utilizado neste estudo está baseado neste artigo, porém replicado para a situação brasileira.

O estudo do efeito Balassa-Samuelson no Brasil é recente, atualmente existem poucos trabalhos sobre o assunto. Marques (2003) utilizou o método de cointegração de Johansen para estudar a validade da paridade de poder de compra modificada para incluir o efeito BS observando taxa de câmbio bilateral EUA/Brasil. O trabalho avaliou o período de 1978 a 2002 e concluiu a relevância do efeito no período de estudo. No ano seguinte, Vasconcelos (2004)

utilizou o modelo ARDL, conhecido como Teste de Fronteira, para testar a relação de longo prazo entre o preço relativo de bens comerciáveis e não comerciáveis e a renda per capita do Brasil e dos EUA entre o período de 1980 a 2011. A variável de produtividade utilizada foi nível de renda per capita. Diferente do estudo de Marques, Vasconcelos não encontrou validade para teoria neste período.

Em 2010, Danilo Sampaio publicou seu trabalho sobre o desequilíbrio cambial e o crescimento econômico, estimando um modelo de BS para vários países, entre eles o Brasil.

Mais tarde Battaglia (2012) publicou um trabalho referente a validade do efeito Balassa-Samuelson para o período de 1998 a 2011, utilizando as abordagens econométricas ARDL e cointegração de Johansen. Battaglia diferenciou-se por testar a hipótese levantada por Asea e Mendonza (1994), que acreditava que o diferencial de preços relativos não se daria pela relação internacional dos produtos per capita, e sim pelo diferencial de produtividade intersetorial dos países. Este trabalho não encontrou evidências que suportam o efeito no período brasileiro analisado.

No mesmo ano, Marçal (2015) lança seu artigo sobre desalinhamento cambial, modelando para vários países o efeito BS. Marçal encontra para o caso brasileiro entre 1970 e 2010 a validação da teoria baseando se em três métodos econométricos Shin-FM, Engle e Granger e no Johansen.

2.3 Modelo Teórico

Nesta subseção será demonstrada através de equações matemáticas a relação entre o preço relativo de bens não comerciáveis e bens comerciáveis com a produtividade da economia. Além disso, será apresentada a inserção do efeito Balassa-Samuelson na equação de PPC.

Para simplificar o entendimento é necessário presumir situações hipotéticas de apenas 2 economias abertas, no qual existem dois bens, os comerciáveis e os não comerciáveis. O produto de cada país é calculado pela função Cobb-Douglas:

$$Y_T = A_T(L_T)^{\theta_T}K_T^{1-(\theta_T)} \quad (1)$$

$$Y_N = A_N(L_N)^{\theta_N}K_N^{1-(\theta_N)} \quad (2)$$

A variável Y é definida como produto em função da produtividade (A), do capital (K) e do trabalho (L). A variável Θ é um constante de determinação da tecnologia do setor referente.

Inserindo a função de lucro das economias para futura análise:

$$\Pi_T = P_T Y_T - K_T R - L_T W \quad (3)$$

$$\Pi_N = P_N Y_N - K_N R - L_N W \quad (4)$$

A variável R representa o lucro, a variável W representa o salário e a variável P o preço.

Diferenciando Π em relação a K e L e igualando as derivadas a zero, obtemos:

$$\frac{\partial \Pi_T}{\partial K_T} = 0; \quad \frac{\partial \Pi_T}{\partial L_T} = 0; \quad \frac{\partial \Pi_N}{\partial K_N} = 0; \quad \frac{\partial \Pi_N}{\partial L_N} = 0$$

$$R = (1 - \Theta_T) A_T \left(\frac{K_T}{L_T} \right)^{-\Theta_T} \quad (5)$$

$$R = \left(\frac{P_N}{P_T} \right) (1 - \Theta_N) A_N \left(\frac{K_N}{L_N} \right)^{-\Theta_T} \quad (6)$$

$$W = \Theta_T A_T \left(\frac{K_T}{L_T} \right)^{1-\Theta_T} \quad (7)$$

$$W = \left(\frac{P_N}{P_T} \right) \Theta_N A_N \left(\frac{K_N}{L_N} \right)^{1-\Theta_N} \quad (8)$$

Para continuar a análise são retirados os logaritmos e diferenciadas as equações acima.

$$a_T - \Theta_T (k_T - l_T) = 0 \quad (9)$$

$$(p_n - p_T) + a_N - \Theta_N (k_N - l_N) \quad (10)$$

$$w = a_T + (1 - \Theta_T)(k_T - l_T) \quad (11)$$

$$w = (p_N - p_T) + a_N + (1 - \Theta_N)(k_N - l_N) \quad (12)$$

Substituindo as equações (9) em (11), (10) e (12) concluímos:

$$w = (k_T - l_T) = (k_N - l_N) = \left(\frac{a_T}{\Theta_T} \right) \quad (13)$$

A equação 13 implica que variações percentuais na relação trabalho capital de ambos os setores são iguais a variação de salário.

Substituindo a equação (13) em (10):

$$(p_N - p_T) = \left(\frac{\theta_N}{\theta_T}\right) (a_T - a_N) \quad (14)$$

A equação (14) é a prova teórica de como variações relativas de preço dos bens não comerciáveis e comerciáveis são definidas pela produtividade da economia.

Ampliando a análise acima, para uma análise internacional entre os dois países do modelo concluímos;

$$(p_N - p_T) - (p_N^* - p_T^*) = (a_T - a_N) - (a_T^* - a_N^*) \quad (15)$$

O símbolo * indica que a variável analisada representa o país estrangeiro. A ausência do símbolo * significa que a variável analisada é do país doméstico. A variável θ_T é de mesmo valor que a variável θ_N .

Para uma análise mais verídica com a realidade é inserido a variável de inflação (u).

$$p = up_T - (1 - u)p_N \quad (16)$$

A equação de PPC é dada como;

$$q = e + p^* - p \quad (17)$$

Na qual a variável q representa a taxa de câmbio real e a variável (e) a taxa de câmbio nominal.

Para inclusão do efeito Balassa Samuelson, inserirmos a equação (15) e (16) na (17);

$$q = e + p_T^* - p_T + (1 - u)p_N - (1 - u)p_N^* \quad (18)$$

A equação acima demonstra como os preços relativos de produtos comerciáveis e não comerciáveis influenciam a taxa de câmbio real. O modelo econométrico adotado para verificação empírica do efeito Balassa Samuelson é baseado nesta relação.

2.4 Revisão sobre trajetória cambial

Neste trabalho será analisado o período pós plano real, sendo que, para melhor entendimento, será realizada uma revisão sobre os estudos da trajetória do câmbio neste período.

Na monografia de Alexandra Mattos (2011) faz-se uma análise sobre as políticas cambiais, e afirma-se que o período de 1994 a 2009 é caracterizado por dois subperíodos, o primeiro com regime cambial *crawling peg* e o segundo com um regime cambial de flutuação suja:

Num primeiro momento a taxa de câmbio apresentava um caráter preponderantemente fixo e posteriormente, a partir de 1999, passou a possuir características mais flexíveis, porém num patamar distante do que se pode considerar como um regime de flutuação livre. (MATTOS, 2011, p. 5).

A trajetória do câmbio pelo período de 2008 a 2017 é marcada por dois grandes acontecimentos externos e por uma intervenção interna da trajetória cambial que desviaram a taxa de câmbio. No início de 2008 houve a crise internacional ocorrida devido à quebra da Lehman Brothers. Esta crise teve como resultado a redução do nível de comércio mundial e a baixa dos preços das commodities. Os efeitos da crise foram sentidos até 2010 no câmbio brasileiro, levando este a uma desvalorização no período.

Barbosa (2013) descreve que com a alta liquidez injetada pelos bancos dos EUA, Europa e Japão rapidamente a economia mundial se reergue, assim como cresce a demanda chinesa por insumos básicos e crescem os preços das commodities. Esse fenômeno, em conjunto com as boas políticas econômicas, absorveu o impacto da crise, e resultou numa apreciação do real em 2010. Porém em 2011 o governo federal adota uma política cambial para evitar o aparecimento excessivo do real, revertendo a tendência de apreciação e configurando uma trajetória de depreciação do real vigente até 2021.

Com base nos dados do IBGE é possível observar que em julho de 1994 o valor da taxa de câmbio (Real/Dólar) era 0,925 e segue apreciando-se até 2007, mas em 2008 é possível perceber um período de desvalorização do real. O início de 2009 é marcado por uma apreciação do valor do real revertida apenas em julho de 2011. O valor da taxa de câmbio varia de 1,596 em julho de 2011 para 5,025 em julho de 2020, este período é denominado por muitos como a destruição do real.

O trabalho de Marçal (2015) reflete o efeito de Balassa-Samuelson na década de 2010, pois se observa um grande nível de desalinhamento cambial. Este desalinhamento cambial pode ter sido maximizado devido ao bônus demográfico que ampliou a população ativa e conseqüentemente diminuiu a média de salários.

2.5 Indicador de produtividade

Para aprofundar sobre o possível efeito Balassa-Samuelson no período de 1995 a 2018 é necessário compreender os avanços da produtividade no contexto brasileiro e nos demais países utilizados como comparação.

Nos trabalhos acadêmicos sobre Balassa-Samuelson o indicador mais comum de produtividade é a renda per capita do país estudado. A utilização dessa variável se deve ao conceito de que apenas aumentos de produtividade do trabalho podem levar a aumentos de renda per capita ao longo prazo, e outros efeitos seriam dissipados ao longo do tempo.

A renda “*per capita*” não é plenamente equivalente à produtividade do trabalho, porém ela pode ser considerada um substituto razoável. Uma vez que o aumento de produção decorre da elevação de produtividade, levando ao aumento do lucro e de salários, resultando assim no aumento de renda. Outros efeitos de aumento de renda, como um aumento da força de trabalho, resultam em apenas incrementos passageiros de crescimento econômico.

Outra variável utilizada para medir a produtividade é a chamada produtividade do trabalho. A produtividade do trabalho é medida normalmente pelo Valor Adicionado dividido pelo número de trabalhadores ou pelo número de horas trabalhadas. O número de horas é em tese um melhor indicador, pois nem sempre as jornadas de trabalho são iguais entre países ou regiões podendo gerar análises incorretas. Entretanto, existe também a dificuldade de garantir que a coleta de dados registre o número verdadeiro de horas trabalhadas nas empresas.

A medida “Produtividade Total dos Fatores” permite avaliar o grau de eficiência que são utilizados os insumos da produção. Diferente da produtividade do trabalho, este leva em consideração a eficiência do uso do capital e a produtividade do trabalho na mesma medida.

2.5.1 Produtividade brasileira

Cavalcante e Negri (2014) trabalharam a produtividade brasileira no período de 1992 a 2011. Os autores avaliaram o progresso do PIB per capita concluindo que durante a década de 1990 a produtividade do trabalho e o PIB per capita aumentaram em conjunto, porém, a partir da década de 2000 há um contínuo deslocamento entre as variáveis.

A diferença fundamental entre os dois períodos diz respeito aos fatores que mais explicam o crescimento do PIB per capita. Enquanto mais de 90% do crescimento no período

1992-2001 se deveu à produtividade do trabalho, no período 2001-2009 apenas pouco mais da metade do crescimento do PIB per capita foi explicado pelos ganhos de produtividade, e o restante foi devido ao aumento das taxas de participação e de ocupação. Assim, as taxas médias de crescimento da produtividade nos períodos 1992-2001 e 2001-2009 são muito semelhantes, mas, no segundo período, a contribuição das taxas de ocupação e de participação (que, na década anterior, havia se limitado a menos de 7%) é superior e explica o crescimento mais acelerado do PIB per capita. Desse modo, foram a incorporação de um grande contingente populacional ao mercado de trabalho e a redução dos níveis de desemprego que explicaram uma parcela significativa do crescimento do PIB per capita no período entre 2001 e 2009. (CAVALCANTE e NEGERI, 2014, p. 15).

No trabalho de Veloso, Matos e Perucheri (2019) constatou-se que as variáveis produtividade do trabalho e PIB per capita crescem em proporções não iguais. Analisando o período de 1981 a 2018 os economistas concluem que o baixo crescimento da produtividade foi compensado pelo bônus demográfico no período, resultando assim em uma renda per capita maior:

Outro fato interessante é que, em períodos de maior crescimento da renda per capita, houve avanço significativo da produtividade por hora trabalhada. Entre os anos de 2000 e 2010, por exemplo, a renda per capita cresceu 2,3% a.a. e a produtividade por hora trabalhada cresceu cerca de 1,6% a.a., após expansão modesta de 0,2% a.a. entre 1990 e 2000.

Já no período recente, entre 2014 e 2018, a renda per capita teve forte queda de 1,7% a.a., resultado da combinação de uma redução da produtividade de 0,4% a.a. com queda de 1,5% a.a. na taxa de ocupação e redução de 0,5% da jornada de trabalho. O desempenho recente da renda per capita foi agravado ainda pelo esgotamento do bônus demográfico, cujo crescimento foi de apenas 0,1% a.a. entre 2014 e 2018. (VELOSO, MATOS e PERUCHETTI, 2019, p.5).

2.5.2 Produtividade Brasileira x Produtividade EUA/China

Para compreender a dimensão da produtividade brasileira é necessário colocá-la em perspectiva à produtividade global. Veloso, Matos, Cavalcanti e Coelho (2017) avaliam a

produtividade setorial do Brasil frente às economias do Estados Unidos e outros países, e concluíram que;

Em particular, a produtividade dos Estados Unidos é cerca de 14 vezes maior que a do Brasil na agropecuária, 5,7 vezes na indústria e 5,4 nos serviços. A distância em relação à média dos países desenvolvidos é menor, mas ainda muito significativa, com uma produtividade 5,3 vezes maior que a do Brasil na agropecuária, 2,7 vezes na indústria e 3,0 nos serviços. A produtividade brasileira também é menor que a de países com nível de renda per capita similar, especialmente no setor de serviços (VELOSO, MATOS, CAVALCANTI e COELHO, p. 26, 2017)

Baseando se na análise de Veloso, Matos, Cavalcanti e Coelho é possível afirmar que se os níveis de produtividade do setor de serviços da China fossem aplicados no setor de serviços brasileiro haveria um crescimento de 100% da produção no Brasil. Sendo a China um país de similar PIB per capita é possível perceber que mesmo quando comparado a um país de similar renda per capita ainda evidencia-se a estagnação da produtividade do setor de serviços brasileiro.

Quando analisado o crescimento econômico do Brasil e da China, utilizando o indicador produtividade total dos fatores, é possível visualizar a diferença da produtividade que o indicador per capita não consegue transmitir. Na tese de Carolina Jorge (2011), ela descreve que de 1980 a 2009 a China tem elevado crescimento PTF enquanto que o Brasil apresenta forte queda do PTF, resultando em desaceleradas taxas de crescimento e altas taxas de crescimento na China.

A autora evidencia que esse diferencial das taxas de crescimento é resultado do profundo aumento do investimento chinês em pesquisa e desenvolvimento, bem como melhoria da educação de qualidade e um ambiente mais atrativo aos negócios:

“[...]um ambiente regulatório que facilite a entrada e saída de empresas do mercado, a definição de um código tributário e uma legislação trabalhista mais eficiente, a realização de maiores investimentos em infraestrutura, as privatizações e outros.” (JORGE, 2011, p. 47).

3. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Este capítulo tem como objetivo descrever os dados utilizados para análise econométrica, informações sobre o porquê da escolha de certo período, sobre as fontes de dados de cada variável e sobre a metodologia de cálculo adotada para chegar às variáveis descritas abaixo. Além de informações adicionais sobre o comportamento das variáveis.

O período de abrangência do estudo é diferente para cada caso analisado. Para verificação do efeito Balassa-Samuelson entre o câmbio estadunidense e o brasileiro, o período de estudo vai de 1997 a 2017, abrangendo 21 observações. Este período de análise foi adotado devido à disponibilidade de dados encontrados. Para a verificação do efeito Balassa-Samuelson entre o câmbio chinês e o brasileiro, o período estudado vai de 1995 a 2010, abrangendo 15 observações. Este período de análise também foi adotado devido à disponibilidade de dados encontrados.

Este trabalho busca avaliar a possível existência do efeito Balassa Samuelson sobre o real, moeda que significou um marco de transição entre inflação muito alta e relativa estabilidade de preços, a partir do Plano Real. Antes, o Brasil enfrentou um período de hiperinflação e diversos planos cambiais que teriam maior poder sobre a variável taxa de câmbio utilizado no estudo, ocultando o efeito antes citado. O período avaliado abrange dois regimes cambiais, o câmbio fixo iniciado no ano de 1994 e o regime de flutuação suja iniciado em 1999.

Na comparação ao dólar, a taxa de câmbio nominal escolhida foi a “Taxa de câmbio comercial para venda: real (R\$) / dólar americano (US\$) – média do período”, extraída da página do IPEA. Para o cálculo da taxa de câmbio real, foram utilizados índices de inflação. O índice de inflação brasileiro em ambos modelos foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O índice de inflação dos EUA adotado foi o *Consumer Price Index* (CPI), disponibilizado pelo *Bureau of Labor Statistics*.

Na comparação ao yuan, à taxa de câmbio nominal utilizada foi a “Taxa do câmbio comercial: Média BRL/CNY” disponibilizado no site fxtop. Foi utilizado o site fxtop, devido à falta de dados em órgão governamental disponível a acesso ao público. Dentre os inúmeros sites não governamentais que oferecem taxas de câmbio, o fxtop foi escolhido devido ter um histórico maior de confiabilidade que os demais sites. O índice de inflação, utilizado para

cálculo da taxa de câmbio real foi Índice de Preços ao Consumidor (CPI), retirado do *National Bureau of Statistics of China*.

Ambos os CPI estrangeiros obtidos estavam com base em 2010, e, para adequar a análise, foi alterado o ano base do IPCA brasileiro de dez/1993 para dez/2010.

As taxas de câmbio real foram calculadas da seguinte maneira;

$$\epsilon = \text{taxa de câmbio nominal}_i \times \frac{CPI^*}{IPCA}$$

A taxa de câmbio nominal do entre o Brasil e o país *i* é multiplicada pelo índice de preços do país estrangeiro dividido pelo IPCA brasileiro.

O resultado para a variável de produtividade do trabalho para o país *c* no tempo *t* foi obtido calculando o valor adicionado em preços constantes do setor *i* dividido pelo número total de horas trabalhadas no setor *i*,

$$PRODH^c_{i,t} = \frac{VA^c_{i,t}}{HO^c_{i,t}}$$

Foram classificadas como setores de bens comerciáveis as seguintes atividades: agricultura, indústrias extrativas e indústrias de transformação. O setor de bens não comerciáveis contém as seguintes atividades: construção, eletricidade e gás, água, esgoto, atividades de gestão de resíduos, comércio, transporte, armazenagem e correio, informação e comunicação, atividades financeiras, atividades imobiliárias, atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social e outras atividades de serviços.

Como base para a separação destes dois setores para os EUA e a China foi utilizada a classificação (b) do trabalho de Rui C. Mano e Marola Castilho disponibilizado pelo FMI. Para o caso brasileiro foram adaptados os grupos e subgrupos da classificação SCT conforme a classificação descrita acima. Nos quadros 2, 3 e 4 faz-se a divisão entre setores de bens comerciáveis e de bens não comerciáveis usados na análise empírica deste trabalho, conforme a ISIC rev.4.

As variáveis como valor adicionado a preços constantes e número total de horas trabalhadas por setor, foram retiradas de fontes diferentes para cada país. Para os dados chineses foi utilizada a base de dados *Introduction to China Industrial Productivity (CIP) Database 3.0*, atualizada em 2005. Para os dados estadunidenses foi utilizada a base de dados EU KLEMS

Growth and Productivity Accounts, disponibilizado em 2019. Os dados brasileiros foram retirados do Observatório de Produtividade que faz parte da FGV IBRE e foram disponibilizados já com o cálculo de produtividade realizado, atualizados em 2020.

As variáveis de produtividade do trabalho de setores de bens comerciáveis e não comerciáveis foram ponderadas usando o valor nominal do setor dividido pelo valor adicionado total do país.

$$VALPROD_{i,t}^c = \left(\frac{VALPROD_{t,i}^c}{VALPROD_{t,total}^c} \right)$$

No anexo 1 são apresentados os gráficos das variáveis. Nas séries dos bens comerciáveis de todos os países estudados é possível perceber um crescimento superior da produtividade de bens comerciáveis aos bens não comerciáveis. Fica em destaque a série brasileira que tem um decaimento profundo da produtividade de bens não comerciáveis a partir de 2001.

4. OS MODELOS ECONOMÉTRICOS

O período brasileiro estudado contém dois regimes de câmbio diferentes, o que influencia diretamente na formação da taxa de câmbio do país. No início de 1995, o Banco Central estabeleceu um regime de banda bilateral fixando o teto e o piso da flutuação da taxa de câmbio. No ano de 1999, o Brasil experimentou forte ataque especulativo e queda brusca das reservas internacionais, sendo que ficou insustentável a permanência do regime de câmbio vigente, dessa forma foi introduzido o regime de câmbio flutuante.

A regressão linear utilizada nos estudo empíricos de modelagem da taxa de câmbio não possuem a mesma eficiência dos modelos STAR (*Smooth Transition AutoRegressive*), conforme demonstrado no estudo de Taylor, Peel e Sarno (2001). Os modelos STAR são atualmente os mais indicados para pesquisa de PPC, pois avançam na exatidão dos testes de raiz unitária como na compreensão da quebra de regimes estruturais sobre a taxa de câmbio. Mesmo assim, os testes lineares ainda são muito usados nos estudos atuais, pois podem ser considerados poderosos se existe número suficiente de observações incluídas na amostra.

Este trabalho tenta replicar o estudo de Peltonen, Popescu e Sager (2009) para o caso brasileiro, avaliando a eficiência dos modelos de regressão linear e SETAR, com intuito de avançar o estudo a bibliografia brasileira sobre o efeito Balassa-Samuelson sobre as duas taxas de câmbio analisadas.

A partir das equações calculadas nas seções abaixo, foi testada a cointegração das variáveis, ou seja, a existência da influência do efeito Balassa-Samuelson sobre a taxa de câmbio, comparando os modelos de regressão linear e SETAR.

4.1 Modelo Linear

O modelo linear base para expressar o efeito Balassa-Samuelson neste trabalho foi:

$$q_{it} = \alpha + \beta e_{it} + \beta \zeta_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

A equação expressa a taxa de câmbio real como uma função da taxa de cambio nominal e do diferencial de produtividade entre os produtos comerciáveis e não comerciáveis dentro de uma mesma proporção entre a economia doméstica e a economia externa.

A variável ζ_{it} foi descrita:

$$\zeta_{it} = y(p_{it}^n - p_{it}^c) - y^*(p_{it}^{n*} - p_{it}^{c*}) \quad (2)$$

As variáveis p^n são os logaritmos dos índices de produtividade não comerciáveis no período t e as variáveis p^c são os logaritmos dos índices de produtividade comerciáveis no período t . O símbolo $*$ representa as variáveis do país estrangeiro. A variável y é o peso da participação da produção comercializada sobre a despesa da economia doméstica.

4.2 Modelo BS-SETAR

O modelo SETAR permite a formulação de um modelo de dois regimes cuja transição entre eles é orientada por um valor r limite. Este trabalho estima um modelo não linear para o efeito Balassa-Samuelson conforme a metodologia de estimativa SETAR descrita no livro de Chang e Cryer (2008).

Modelo SETAR:

$$q_{it} - \zeta_{it-j} \begin{cases} \alpha + \beta_j(q_{it} - \zeta_{it-j}) + u_{it} & se(q_{it} - \zeta_{it-j}) \leq r \\ \alpha + \beta_j(q_{it} - \zeta_{it-j}) + u_{it} & se(q_{it} - \zeta_{it-j}) \geq r \end{cases} \quad (3)$$

A função de transição é definida como $se(q_{it} - \zeta_{it-j}) \leq r$. A variável r é conhecida como *threshold*, ela é um limiar que determina qual das regressões será utilizada. O *threshold* é um certo valor defasado do próprio processo, por isso o modelo é denominado auto-excitante.

A variável temporal de produtividade ζ_{it} descrita na equação acima, assumindo que $y=y^*$ é transformada em:

$$\zeta_{it} = y(p_{it}^n - p_{it}^c) - y * (p_{it}^{n*} - p_{it}^{c*}) = yv_{it} \quad (4)$$

Combinando as equações (3), (4) e (5) obtém-se a equação estimada de BS_SETAR:

$$q_{it} - yv_{it} \begin{cases} \alpha + \beta_j(q_{it} - yv_{it}) + u_{it} & se(q_{it} - yv_{it}) \leq r \\ \alpha + \beta_j(q_{it} - yv_{it}) + u_{it} & se(q_{it} - yv_{it}) \geq r \end{cases} \quad (5)$$

A construção deste modelo segue os passos descritos em Chang e Cryer (2008) utilizando a ferramenta RStudio versão 4.0.

5. ANÁLISE EMPÍRICA

Este capítulo é dividido em duas subseções, nas quais é possível analisar o caso do efeito Balassa-Samuelson para as moedas yuan e dólar separadamente. Para cada caso avaliado foi gerado um modelo linear múltiplo e outro SETAR.

5.1 Caso EUA x Brasil

Análise Linear

Neste subcapítulo será demonstrada passo a passo a construção do modelo de regressão linear múltiplo assim como a verificação dos pressupostos. O modelo analisa a variável dependente logaritmo nominal do câmbio sobre as variáveis independentes: logaritmo natural do efeito Balassa-Samuelson e da taxa nominal de câmbio.

O primeiro pressuposto verificado foi a homocedasticidade² do modelo, foi realizado o teste Breusch-Pagan no qual foi encontrado um valor p de 0,37 aceitando a hipótese nula de que há homocedasticidade no modelo.

Em seguida, foi verificada se havia correlação entre as variáveis dependentes e constatou-se a ausência desta, uma vez que a correlação entre as variáveis fica abaixo de 0,8. Para reforçar a análise de multicolinearidade³ foi verificado o valor de VIF (Variance Inflation Factor), e o mesmo encontrou-se muito abaixo do corte de 10.

Em um segundo momento foi avaliado a distribuição normal dos resíduos para regressão linear construída. O primeiro teste aplicado foi o de Shapiro-Wilk. Com um p valor de 0,88 ficou evidente a aceitação da hipótese nula de que a distribuição seja normal.

Mínimo	1º Quadrante	Mediana	Media	3º Quadrante	Máximo
-2,2855	-0,5409	0,1036	0,0212	0,3601	2,3961

Fonte: Elaboração Própria (2020)

² Significa que a variância dos erros experimentais é constante. Na presença de homocedasticidade é possível dizer que os Estimados de Mínimos Quadrados são os melhores estimadores de mínima variância par β .

³ Multicolinearidade acontece quando variáveis independentes possuem relações lineares e exatasi, que podem inflar o R² final.

Analisando a Tabela 1 de resíduos padronizados é possível observar que o mínimo e o máximo ficam entre -3 e 3, além da mediana estar muito próxima de zero. Esse comportamento reforça a justificativa de normalidade entre os resíduos, assim como a não existência de outliers.

$$q = 3,8 + 0,52e - 0,91\zeta_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

A interpretação da regressão sugere que a variação de 1% da taxa de câmbio efetiva pode ser explicada por 0,91 % da variação do efeito Balassa-Samuelson. O resultado mais importante dessa seção é a correlação negativa entre a taxa de câmbio efetiva e o efeito Balassa-Samuelson. Resultado este não esperado pela literatura do tema, entretanto, é um resultado similar ao encontrado no estudo de Peltonen, Popescu e Sager (2009). Esta conclusão está de acordo com as teorias descritas por Tengely (2020), de que o efeito Balassa-Samuelson vem perdendo magnitude. Pode-se imaginar que nas próximas décadas o efeito BS poderá apresentar correlação negativa à taxa de câmbio, uma vez que as taxas de crescimento de produtividade dos setores continuem constantes.

Tabela 2 - Resultado da auto regressão para taxa de câmbio

Modelo 1	Estimativas	Erro Padrão	Teste T	p-valor
Intercepto	3,88	0,178	21,80	0,000
Efeito BS	-0,91	0,210	-4,53	0,000
Taxa Nominal	0,525	0,096	5,43	0,001
Múltiplo R²	0,651	R² Ajustado	0,621	
Estatística F	16,78	p-valor	0,001	

Fonte: Elaboração Própria (2020)

O valor do R² de 0,65 mostra que o modelo apresentou um ajuste razoável da regressão, enquanto o p valor praticamente nulo da estatística F mostra que o modelo como um todo é estatisticamente significativo. O valor p, da estatística t, para cada um dos coeficientes é praticamente nulo, demonstrando que todos são estatisticamente diferentes de zero.

Foram estimados dois modelos, um sem a variável dependente da taxa nominal, e outro sem a variável dependente efeito Balassa-Samuelson, porém, os modelos estimados apresentaram coeficientes não significativos e R² inferiores ao modelo descrito na equação 1.

Análise BS –SETAR

Neste subcapítulo será avaliada a série da taxa de câmbio efetiva junto ao efeito Balassa Samuelson sobre a construção do modelo de regressão SETAR (Self-Exciting Threshold

Autoregressive). Esse modelo foi introduzido por Tong e Ling (1980; Tong 1983, 1990), e neste trabalho será seguido os passos de construção do modelo SETAR conforme descrito no livro de Chang e Cryer (2008).

Uma série temporal não linear é caracterizada pela assimetria das observações e pela existência de regimes diferentes, nos quais, a média, a variância e a autocorrelação variam com cada regime. A assimetria pode ser observada em comportamentos cíclicos pela tendência de quedas bruscas e incrementos lentos. A heterocedasticidade dos dados apresenta-se com concentração em diferentes períodos o que pode sinalizar os regimes.

Tabela 3 - Medidas descritivas da serie – 1997 a 2017

Descrição	Modelo 1
N	21
Mínimo	2,17
Máximo	2,66
Média	2,37
Mediana	2,34
Amplitude	0,49
Assimetria	0,61
Curtose	-0,49
Erro Padrão	0,03

Fonte: Elaboração Própria (2020)

Na tabela acima é possível observar as medidas descritivas, chegando a uma melhor conclusão da distribuição. As medidas descritivas da taxa de efetividade do câmbio junto ao efeito Balassa Samuelson iniciam em 1997 a 2017. Entretanto, não se pode chegar a uma conclusão com as informações acima de que a série apresenta distribuição normal ou não. Em seguida, os indícios para a hipótese de que a série seja não linear serão apresentados.

O valor da curtose⁴ é menor que zero, e apresenta uma função de distribuição mais "achatada" que a distribuição normal.

Apresenta um valor positivo da assimetria e pode indicar que a cauda do lado direito seja maior que a do lado esquerdo. Porém, seu valor próximo de zero faz questionar se este

⁴ Curtose é uma medida de dispersão que caracteriza o achatamento da curva de distribuição da amostra.

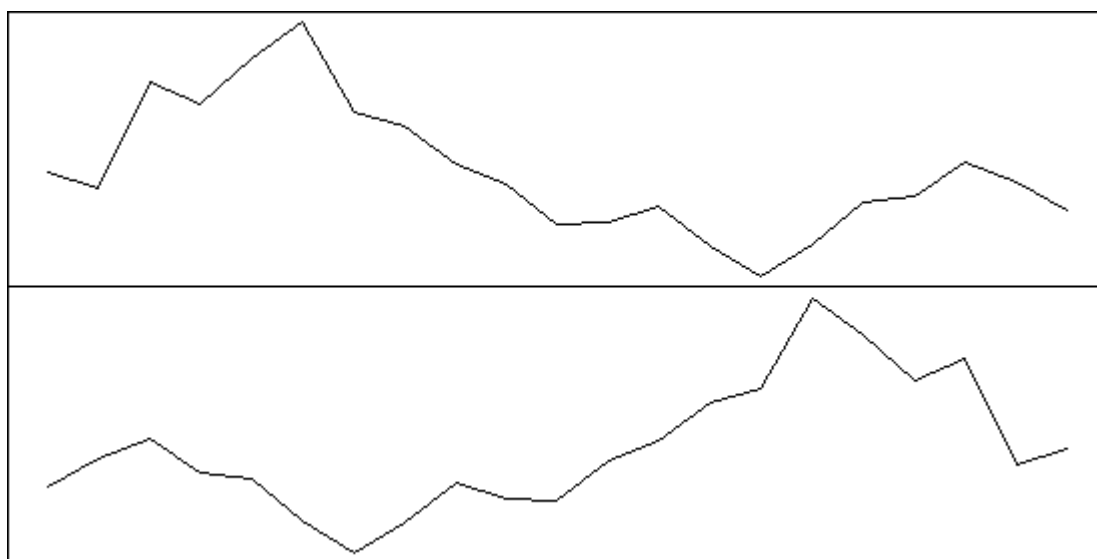
modelo pode apresentar os valores distribuídos de maneira relativamente iguais em ambos os lados da média. Ainda assim, não se pode afirmar uma distribuição simétrica.

Outro fator que reflete a assimetria é a média ser mais alta que a mediana, comprovando uma tendência para a direita, provavelmente devido à presença de algum outlier.

Tong (1990) sugere o uso de um gráfico específico para verificar a existência de irreversibilidade no tempo num conjunto de dados. Neste gráfico os dados seriam dispostos de modo inverso no tempo, apresentando uma sequência temporal invertida. A inspeção visual apesar de ser subjetiva, é um grande aliado na verificação da irreversibilidade no tempo.

A trajetória da série trabalhada apresenta uma subida lenta em tempo normal e uma subida rápida no tempo invertido. No tempo normal ela apresenta uma queda rápida e no tempo invertido a série apresenta uma queda lenta. Essas duas afirmações evidenciam a presença da irreversibilidade temporal.

Figura1 – Trajetória normal da série (superior) e sequência temporal invertida (abaixo)



Fonte: Elaboração Própria (2020)

Foram realizados os testes de Keenan e Tsay para detectar a não linearidade quadrática, porém ambos os testes afirmaram a linearidade quadrática. Colocando assim mais uma vez em dúvida a reconstrução deste modelo SETAR. Para verificar a não linearidade com alternativa específica do tipo *threshold* foi utilizado o teste criado por Chang em 1990. Os resultados do teste de Chang são apresentados abaixo.

Tabela 4 – Resultados para não linearidade do tipo threshold					
d	1	2	3	4	5
Estatística teste	9.737	15.924	18.163	21.710	16.235
p-valor	0.047	0.015	0.008	0.003	0.014

Fonte: Elaboração Própria (2020)

Apenas o teste de Chang sugere então a adoção de um modelo threshold para descrever o processo da taxa de câmbio efetiva relacionado ao efeito Balassa-Samuelson. Observa-se que a maior estatística de testes para não linearidade do tipo *threshold* é obtida quando $d=4$, mas todas as demais seriam significantes também.

A descrição do modelo de captura do regime foi obtida aplicando o critério de mínimo AIC, fixando os valores $\max(p = 5; d = 5)$ e definindo o intervalo de busca do *threshold* entre 10° e o 90° percentil. O objetivo do quadro abaixo é testar as diferentes possíveis ordens e parâmetros de defasagem para o modelo SETAR.

Tabela 5 -AIC Nominal para o SETAR : $1 \leq d \leq 5$				
d	AIC	r	p1	p2
1	-36.05	2.345	2	1
2	-36.27	2.345	1	1
3	-41.56	2.314	4	1
4	-38.72	2.340	1	3
5	-48.36	2.340	1	1

Fonte: Elaboração Própria (2020)

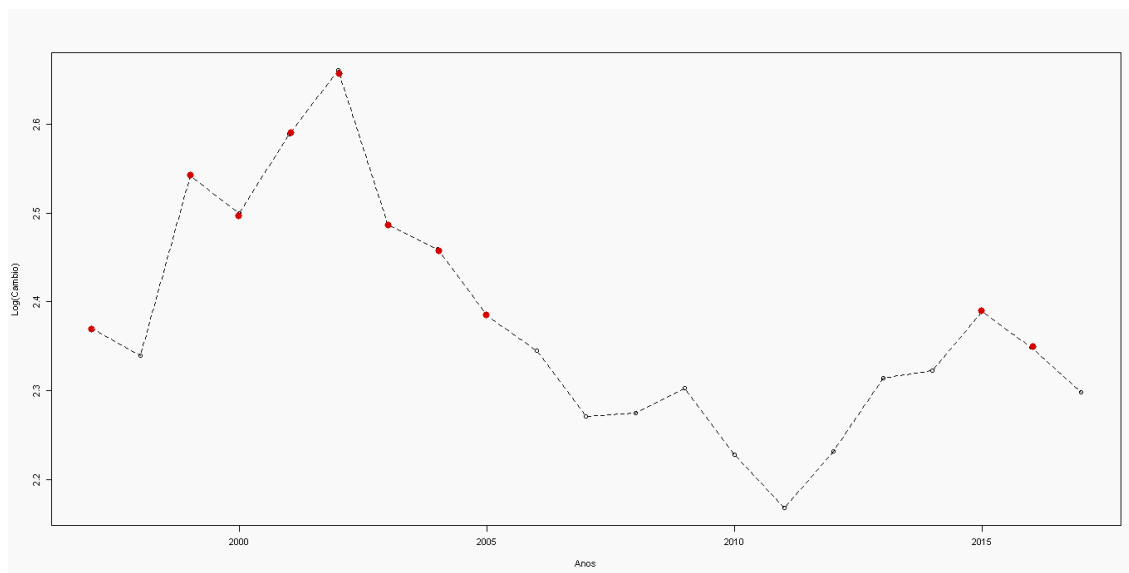
A ordem de máxima defasagem permitida foi fixada em 5, porém, o melhor modelo estimado apresenta ordem 1 para o regime baixo e ordem 1 para o alto regime. Conforme as informações descritas acima o melhor modelo sugerido foi o SETAR (2;1;1) com $d = 5$. A tabela abaixo apresenta as estimativas dos parâmetros.

Tabela 6 - SETAR(2;1;1) estimado : 1997-2017 resultados				
	Estimativa	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
d	5			
r	2,34			
Baixo Regime				
Intercepto	1.24	0,228	5.49	0,002
Lag1 - Taxa de Cambio - BS	0,463	0,097	4.07	0,005
Alto Regime				
Intercepto	-0,400	0,3679	-1,0883	0,3125
Lag1 - Taxa de Cambio - BS	1,157	0,1550	7,4676	0,0001

Fonte: Elaboração Própria (2020)

Em geral, para cada regime, as estatísticas t e os correspondentes p-valores apresentados na Tabela acima são significativos. Porém observa-se que o coeficiente de intercepto do alto regime não é estatisticamente significativo. O intercepto pode então ser interpretado como zero. Conforme descrito anteriormente, os coeficientes de primeira ordem são significativos, porém é possível observar que o efeito Balassa-Samuelson tem maior influência sobre o câmbio no alto regime.

Figura 2 – Série taxa de câmbio efetiva e efeito BS – 1997 a 2017



Fonte: Elaboração Própria (2020)

O *threshold* estimado foi de 2,348% situando-se em 62º percentil da base de dados. Uma forma de explorar visualmente esses resultados é identificando o regime alto e baixo na trajetória temporal da série. De fato, isso foi feito preenchendo de vermelho as observações do alto regime e deixando as observações do baixo regime sem cor, tal como aparece na Figura 2.

Observando-se a Figura 2, encontra-se um padrão no comportamento da série. Em geral o regime alto corresponde ao período de 1997 a 2005, este período corresponde à troca de regimes, o câmbio brasileiro era regido pelo sistema *crawling peg*⁵ e passou para o sistema de flutuação suja. Pode-se observar a influência que a mudança de regime tem sobre o comportamento da taxa de câmbio em questão. Esperava-se que a mudança de regimes de câmbio fosse o fator discriminante entre os modelos adotados para estimação do câmbio, mas o resultado empírico evidencia que a intervenção governamental foi o fator de maior poder sobre a trajetória da taxa de câmbio efetiva. O efeito da mudança de regime afetou os resultados dos 6 anos seguintes à sua mudança. A abordagem linear desta série poderia trazer os resultados da intervenção governamental como “aberrantes” e “outliers”, enquanto o modelo SETAR consegue incorporar esta mudança dentro do modelo. O regime baixo incorporou grande parte do período de 2006 a 2017. Fica em destaque como os efeitos da crise mundial foram incorporados no modelo, descrevendo uma figura de “V” no gráfico.

Ao realizar teste analítico sobre os resíduos do modelo, foi constatado que estes são estacionários⁶. Isto foi confirmado em uma segunda verificação, utilizando a premissa descrita em Chan e Tong (1985) de que modelo TAR é ergódico⁷ e, portanto, assintoticamente estacionário se $|\phi_{1,1}| + \dots + |\Phi_{1,p}| < 1$ e $|\phi_{2,1}| + \dots + |\Phi_{2,p}| < 1$.

Outro resultado encontrado foi uma baixa correlação negativa entre o logaritmo natural do efeito Balassa-Samuelson e da taxa de câmbio efetiva. Reforçando os achados anteriores no modelo linear.

Neste trabalho foram estimados o modelo SETAR(2;1;1) com $d=1$ e o modelo SETAR(2;4,1) com $d=3$ porém não foram encontrados coeficientes significantes. O trabalho conclui que estes modelos SETAR não foram um bom estimador do progresso da variável em questão, e que o modelo SETAR(2;1;1) com $d=5$ seria o melhor modelo para os dados levantados.

⁵ *Crawling peg* é um regime parcial de câmbio fixo, no qual a apreciação e depreciação da taxa de câmbio é permitida de forma gradual.

⁶ Um processo estacionário tem média, variância e estrutura de autocorrelação independente da mudança de tempo.

⁷ Ergódico é um termo para mudanças que se mantem na medida de um espaço de probabilidade.

5.2 Caso China x Brasil

Análise Linear Múltipla

Neste subcapítulo será demonstrada passo a passo a construção do modelo de regressão linear múltiplo assim como a verificação dos pressupostos. O modelo em análise compõe-se da variável dependente câmbio efetivo sobre as variáveis independentes, efeito Balassa-Samuelson e taxa nominal de câmbio. Devido ao grande número de valores negativos da taxa de câmbio efetivo, foi optado por não utilizar o logaritmo natural sobre as variáveis.

O primeiro pressuposto avaliado foi verificar a homocedasticidade do modelo foi realizado o teste Breusch-Pagan, no qual foi encontrado um p valor de 0,52 aceitando a hipótese nula de que há homocedasticidade no modelo.

Em seguida foi verificada a correlação entre as variáveis dependentes e os resultados apontam a possível ausência desta, entretanto, o nível de correlação de 0,8 deixou em dúvida esta questão. Para reforçar a análise de multicolinearidade foi verificado o valor de VIF, e o mesmo se encontrou muito abaixo do corte de 10, por isso concluída ausência de multicolinearidade.

O segundo pressuposto avaliado foi a distribuição normal dos resíduos para regressão linear construída. O primeiro teste aplicado foi o de Shapiro-Wilk. Com um p valor de 0,79 ficando evidente a aceitação da hipótese nula de que a distribuição dos resíduos seja normal.

Tabela 7 – Descrição da Distribuição dos Resíduos Padronizados

Mínimo	1º Quadrante	Mediana	Media	3º Quadrante	Máximo
-2,034	-0,598	-0,1046	0,0133	0,8736	1,5195

Fonte: Elaboração Própria (2020)

Analisando a Tabela 7 de resíduos padronizados foi verificado que o mínimo e o máximo ficam entre -3 e 3, além da mediana e da média estarem muito próxima de zero. Esse comportamento reforça a justificativa de normalidade entre os resíduos e a não existência de outliers.

O modelo encontrado foi rodado conforme a subseção 4.1, o resultado da regressão é apresentado na sequência:

$$q = -5,64 + 0,89e - 0,01\zeta_{it} + \mu_{it}$$

Tabela 8 - Resultado da auto regressão para taxa de câmbio

Modelo 3	Estimativas	Erro Padrão	Teste T	p-valor
Intercepto	-5,646	2,964	-1,905	0,0792
Efeito BS	-0,018	0,008	-2,151	0,0509
Taxa Nominal	0,891	0,372	2,393	0,0325
Múltiplo R²	0,3111	R² Ajustado	0,2051	
Estatística F	2,935	p-valor	0,08874	

Fonte: Elaboração Própria (2020)

O modelo de regressão demonstrada é aceito apenas quando estipulado um valor limite para p de 10%. O modelo indica uma correlação negativa muito baixa entre a taxa de câmbio e o efeito Balassa-Samuelson, por volta de 1,8 %. O resultado reafirma as conclusões anteriores do pouco poder de influência do efeito BS.

O valor do R² de 0,31 demonstra que o modelo é um ajuste de regressão com pouca veracidade, enquanto o p valor de 0,08 da estatística F mostra que o modelo como um todo é estatisticamente significativo, quando adotado um limite de 10% de significância.. O valor p, da estatística t, para cada um dos coeficientes é inferior a 0,10, demonstrando que todos são estatisticamente diferentes de zero.

Foram estimados o modelo sem a variável dependente taxa nominal, e outro sem a variável dependente efeito Balassa-Samuelson, porém os modelos estimados apresentaram coeficientes não significativos e R² inferiores ao modelo apresentado neste trabalho.

Análise BS –SETAR

Neste subcapítulo será avaliada a série da taxa de câmbio efetiva junto ao efeito Balassa Samuelson, e se estes dados podem ser interpretados pela construção do modelo de regressão SETAR.

Os mesmos passos descritos na seção da Análise BS-SETAR no caso da moeda dólar, foram realizados para a taxa de câmbio do Yuan. O melhor modelo estimado seria SETAR(2;0;1) com d=1.O regime baixo dessa regressão contém apenas duas observações e não possui variável significativa além do intercepto. Portanto foi concluída a ausência de dois regimes diferentes no caso entre a China e o Brasil. A utilização de outros modelos de regressão teria melhor coerência nesta situação, porém, foge ao intuito deste trabalho.

5.3 Conclusão da Análise Empírica

Os resultados empíricos demonstram que o modelo mais adequado para estimar o efeito Balassa Samuelson sobre a taxa de câmbio Real/Dólar seria o modelo SETAR. Este modelo apresenta um AIC inferior ao modelo linear, mesmo após a inclusão da variável taxa de câmbio nominal. Este resultado é coerente com a literatura sobre o tema, pois o modelo SETAR foi um avanço para econometria. O modelo permite que troca de regimes e variáveis, como intervenção governamental, sejam consideradas endógenas.

Os resultados empíricos para estimação da taxa de câmbio efetiva e o efeito BS para a relação entre China e Brasil foi diferente. Neste caso, o modelo estimado melhor adequado à realidade foi a regressão linear. Esta conclusão foi definida, devido à estimação do modelo SETAR apresentar um regime com apenas duas observações, constituído apenas por um intercepto. O modelo linear só foi aceito após elevar a taxa de aceitação do modelo com erro de 10%. Entretanto, este trabalho reconhece que o modelo é robusto para a realidade devido ao seu valor R^2 0,31.

Em ambos os casos a correlação encontrada entre as variáveis, efeito BS e taxa de câmbio efetiva, foi negativa e de baixo valor. Fica evidenciada a fraqueza do efeito BS durante o período estudado em cada caso. Este resultado concorda com as novas hipóteses levantadas na literatura sobre a diminuição do efeito BS e de outros possíveis empecilhos para seu funcionamento.

Uma das possíveis causas para a diminuição do efeito BS é o acelerado aumento da produtividade dos serviços, devido à mudança de hábitos do consumo e a globalização dos serviços. O número de bens comerciáveis vem aumentando com a integração dos mercados. Nas séries de produtividade estudadas observa-se que aproximadamente 40% dos anos em questão apresentam um maior crescimento de produtividade anual entre os bens não comerciáveis do que nos bens comerciáveis, contrariando a teoria do efeito Balassa-Samuelson.

Um dos motivos para a falha do modelo SETAR no caso do câmbio chinês pode ser o devido amostra ter apenas 15 observações. As observações podem não ter sido suficientes para representar toda volatilidade da taxa de câmbio e do efeito Balassa-Samuelson. Uma vez que a adoção de médias anuais para formulação da variável de taxa de câmbio tem como consequência a supressão da volatilidade da variável, simplificando assim uma série complexa.

A estimação de um modelo utilizando uma periodicidade inferior a anuais poderiam demonstrar outro resultado.

6. CONCLUSÃO

O objetivo principal do estudo foi investigar a validade do efeito Balassa-Samuelson sobre a taxa de câmbio brasileira, tomando como objeto de estudo o câmbio Real/Dólar e o câmbio Real/Yuan. O segundo objetivo foi investigar a possibilidade de capturar a taxa de câmbio e o efeito Balassa-Samuelson através de um modelo não linear, descrevendo-o como um processo autorregressivo sujeito a mudança de regime.

A análise empírica foi baseada na estimação de dois modelos estatísticos, um modelo linear e outro modelo não linear. A metodologia para construção do modelo SETAR consistiu-se na aplicação de dois testes para a não linearidade quadrática e um teste com alternativa específica para o tipo *threshold* a partir de uma base de dados anual para o período de 1997 a 2017 para taxa de câmbio Real/Dólar e para o período de 1995 a 2010 para taxa de câmbio Real/Yuan.

A seguir, foi estimado um modelo linear e um SETAR, com dois regimes capazes de descrever o comportamento não linear e assimétrico de um processo autorregressivo, para cada caso. Observou-se uma diferenciação dos resultados, pois o caso EUA x Brasil foi melhor estimado pelo modelo SETAR, entretanto, o caso China x Brasil foi melhor descrito pelo modelo linear. Ambos os casos verificaram uma correlação negativa e baixa entre a variável de câmbio efetivo e o efeito Balassa-Samuelson.

Observando o caso do câmbio Real/Dólar verifica-se que os resultados sugerem que o SETAR(2;1;1) descreve razoavelmente o comportamento de longo prazo da taxa de câmbio efetiva junto ao efeito BS. Esse resultado reafirma a conclusão do trabalho de Taylor, Peel e Sarno (2001), de que modelo SETAR é mais eficiente na análise das taxas de câmbio que os modelos lineares. O modelo SETAR representou um avanço dentro do estudo da econometria, pois avançou tanto nos testes de raízes unitárias como numa maior compreensão ao efeito da quebra de regimes cambiais sobre a taxa de câmbio no longo prazo.

Observando o caso do câmbio Real/Yuan, seus resultados sugerem que o modelo linear múltiplo descrito na seção 5.2 descreve razoavelmente o comportamento de longo prazo da taxa de câmbio. O estudo entende que apesar de passar em todos os testes de não linearidade, não tem sentido empírico dividir o período entre dois regimes como os descritos no modelo SETAR(2;0;1) com $d=1$. Independentemente da existência de modelo econométrico mais

avançado como SETAR, este trabalho reconhece que os modelos tradicionais podem ser considerados eficazes em análise econômicas.

O modelo linear do câmbio Real/Yuan só foi aceito após elevar a taxa de aceitação do modelo com erro de 10%, entretanto, este trabalho reconhece que o modelo é robusto para a realidade devido ao seu valor baixo de R^2 .

Portanto, este estudo sobre caso brasileiro do efeito BS pós-plano real concorda com as teorias propostas no trabalho de Tengely (2020), sobre a diminuição do efeito Balassa-Samuelson, e de Peltonen, Popescu e Sager (2009), sobre como a assimilação de tecnologia mais avançada pelo setor de bens não comerciáveis e os favorecimentos à estratégia de preço de mercado revertem a correlação descrita na teoria de BS.

Referências

ASEA, K. P; CORDEN, W. M, The Balassa-Samuelson Model: An Overview. **Review of International Economics**, v.2, p 191-200, 1994.

ASEA, K. P.; MENDONZA, E. G. The Balassa-Samuelson Model: A General Equilibrium Appraisal. **Review of International Economics**, v.2 p. 244-267, 1994.

BALASSA, B. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. **The Journal Political Economy**, v. 72, n.6, p. 584 -96, dez. 1964

BATTAGLIA, D. **Teste de Cointegração para a Paridade de Poder de Compra para o Brasil – Evidências do Efeito Balassa-Samuelson**. 2003. Dissertação (Mestrado Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

BALKE, N. e FOMBY, T., 1997, Threshold Cointegration, **International Economic Review**, V. 38, n. 3, p. 627-45.

BARBOSA, N. **Dez anos de política econômica**. In Sander . Emir et al (Org.) 10 anos de governos pós-neoliberais no Brasil: Lula e Dilma. Rio de Janeiro: Boitempo, 2013

CAVALCANTE, L. R. e NEGERI, F. Produtividade no Brasil: uma análise do período recente. **Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada** - Brasília: Rio de Janeiro: Ipea, 2014

CRYER D.J. e CHAN K., **Time Series Analysis: With Applications in R**, 2 ed. Iowa: Springer, 2008

CHOWDHURY, K. Modelling the Balassa-Samuelson in Australia. **Australasian Accounting Business & Finance Journal**, v. 5, n. 1, p. 78- 91. 2011

DICK V, D; TERÄSVIRTA, T.; FRANCES H. P. Smooth Transition Autoregressive models – A survey of recent developments, **Econometric Reviews**, n 21, (1), p. 1-47, 2002.

DRINE, I; RAULT, C. On the long-run determinants of real exchange rates for developing countries : Evidence from Africa, Latin America and Asia. **William Davidson Institute Working Papers Series** pp. 571, 2001.

HALPERN, L.; WYPLOSZ, C. Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection, **ECE Discussion Papers Series**, n 1, 2001.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em setembro de 2020.

IMAI, H. Japan's inflation under the Bretton Woods system: How large was the Balassa– Samuelson effect? **Journal of Asian Economics**, n. 21, p. 174-185, 2010.

JORGE ARAUJO, C. B. **Crescimento econômico e produtividade total dos fatores no Brasil e na China: 1960-2008**. 2011, Dissertação de Mestrado (Profissionalizante em Economia) – Programa pós graduação em economia e finanças, Faculdade de Economia IBMEC.

KRUGMANN e OBSTFELD, **Economia Internacional**, 10. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2015.

LOTHIAN, J. R. E TAYLOR, M. P. Real Exchange Rates over the Past Two Centuries: How Important is the Balassa-Samuelson Effect? **The Economic Journal**, v. 118, p. 1742–1763, 2008.

MARQUES, L. P. **Teste de cointegração para a paridade de poder de compra para o Brasil: evidências do efeito Balassa-Samuelson**. 2003. Dissertação (Mestrado Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003. Disponível em: <[Http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-30082004-103020/](http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-30082004-103020/)>

MATTOS DOS SANTOS, A. R. **Caracterização dos regimes cambiais de 1994 a 2009**. 2011, Monografia – Instituto de Economia, Universidade Federal Rio de Janeiro, Rio de Janeiro , 2011

MORVILLIER, F. **Robustness of the Balassa-Samuelson effect: evidence from developing and emerging economies**. 2020. (*Working Paper* Nº 18).

MARÇAL, E. Estimando o desalinhamento cambial brasileiro: uma análise de robustez a partir do modelo global com mecanismo de correção de erros. **Estudos Econômico**. vol. 45, n. 3, São Paulo, 2015.

OMOJIMITE, B. U.; ORIAVWOTE, V. E. Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance: Testing for the Balassa-Samuelson Hypothesis in Nigeria. **International Journal of Economics and Finance**, v. 4, n. 2, 2012.

PELTONEN, POPESCU e SAGER; “Can non-linear real shocks explain the persistence of PPP exchange rate disequilibria?” **Working Paper Series European Central Bank**, n 1073, 2009.

ROGOFF, K. 1996. “The Purchasing Power Parity Puzzle.” **Journal of Economic Literature** v.34, p. 647-68.

RODRICK, D. **The Real Exchange Rate and Economic Growth**: theory and evidence. Agosto, 2007.

SAMUELSON, P, A. Theoretical notes on trade problems. **Review of Economics and Statistics**, v. 46 p 145-154, 1964.

SAMPAIO, D. Desequilíbrio Cambial e Crescimento Econômico: uma análise empírica baseada no modelo Balassa-Samuelson. **Fundação Getúlio Vargas – Escola de Economia São Paulo**, 2008.

SOLANES, J. e FLORES, F.T., "Testing the Balassa-Samuelson hypothesis in two different groups of countries: OECD and Latin America," **Working Papers on International Economics and Finance** 05-02, FEDEA. 2005

TENGELY, V. In Search of the lost Balassa-Samuelson Effect – The changing Role of Services in the 21 Century. **Financial and Economic Review**, v. 19, n. 2, p. 5–27, jun. 2020.

TAYLOR, M., PEEL, D. e SAARNO, L., 2001, Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles, **International Economic Review**, v. 42, n. 4, p. 1015-42.

TONG, H. **Threshold models in non-linear time series analysis**. New York: Springer, p. 101-141, 1993.

VASCONCELOS, C. R. F. O Efeito Balassa-Samuelson e a Paridade do Poder de Compra na Economia Brasileira. **Revista de Análise Econômica**, 2004. v.22, n. 41, p. 101-116.

VELOSO, F., MATOS, S. e PERUCHETTI, P. 2019, Produtividade do trabalho: o motor do crescimento econômico de longo prazo. **FGV IBRE**

VELOSO, F., MATOS, S., CAVALCANTI, P. e COELHO, B. O Brasil em comparações Internacionais de Produtividade: Uma Análise Setorial. **FGV IBRE**

ANEXO 1 – CLASSIFICAÇÃO DAS ATIVIDADES EM SETORES COMERCÍAVEIS E NÃO COMERCÍAVEIS.

Quadro 1 – Compatibilidade das classificações de grupo e subgrupo do SCT Brasileiro com ISIC e Setores Comerciáveis e Não Comerciáveis.

Grupo	SCT	Setor	Descrição ISIC ver.4
Grupo 1	Agropecuária	T	Agropecuária
Grupo 2	Indústria		
2.1	Extrativa Mineral	T	Extrativa Mineral
2.2	Indústria de Transformação	T	Indústria de Transformação
2.3	Construção	N	Construção
2.4	Serviços Industriais de utilidade pública	N	Eletricidade e gás, água, esgoto, atividades de gestão de resíduos
Grupo 3	Serviços		
3.1	Comércio	N	Comércio
3.2	Transporte	N	Transporte, armazenagem e correio
3.3	Serviço de Informação	N	Informação e comunicação
3.4	Intermediação Financeira	N	Atividades financeiras
3.5	Outros Serviços	N	Outras atividades de serviços
3.6	Serviços Imobiliários	N	Atividades imobiliárias
3.7	Administração Pública	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social

Fonte: Observatório da Produtividade, FGV IBRE, 2020.

Quadro 2 - Compatibilidade das classificações de grupo e subgrupo do Código de Contas Nacionais da China com ISIC e Setores Comerciáveis e Não Comerciáveis.

Código de Contas Nacionais da China	Descrição da Atividade	Setor	Descrição ISIC ver.4
I	Agricultura, silvicultura, pecuária e pesca	T	Agricultura

II.1	Mineração de carvão	T	Extrativa Mineral
II.1	Escavação de petróleo e gás	T	Extrativa Mineral
II.1	Mineração de metal	T	Extrativa Mineral
II.1	Mineração de minerais não metálicos	T	Extrativa Mineral
II.1	Alimentos e produtos afins	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos de tabaco	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos têxteis	T	Indústria de Transformação
II.1	Vestuário e outros produtos têxteis	T	Indústria de Transformação
II.1	Couro e produtos de couro	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos de serração, móveis, utensílios	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos de papel, impressão e publicação	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos de petróleo e carvão	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos químicos e afins	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos de borracha e plástico	T	Indústria de Transformação
II.1	Pedra, argila e produtos de vidro	T	Indústria de Transformação
II.1	Indústrias de metal primário e manufaturado	T	Indústria de Transformação
II.1	Produtos de metal (excluindo produtos de laminação)	T	Indústria de Transformação
II.1	Maquinaria e equipamento industrial	T	Indústria de Transformação
II.1	Equipamento elétrico	T	Indústria de Transformação
II.1	Equipamentos eletrônicos e de telecomunicações	T	Indústria de Transformação
II.1	Instrumentos e equipamento de escritório	T	Indústria de Transformação
II.1	Veículos motorizados e outros	T	Indústria de Transformação
II.1	Indústrias de manufatura diversas	T	Indústria de Transformação
II.1	Fornecimento de energia, vapor, gás e água encanada	N	Eletricidade e gás, água, esgoto, atividades de gestão de resíduos
II.2	Construção	N	Construção
III.2	Comércios de atacado e varejo	N	Atividades financeiras
III.3	Hotéis e restaurante	N	Atividades imobiliárias
III.1	Serviços de transporte, armazenamento e correios	N	Informação e comunicação
III.6	Serviços de informação e informática	N	Informação e comunicação
III.4	Intermediações Financeiras	N	Atividades financeiras
III.5	Serviços imobiliários	N	Atividades imobiliárias

III.6	Leasing, serviços técnicos, científicos e comerciais	N	Outras atividades de serviços
III.6	Governo, administração pública e organizações políticas e sociais, etc.	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
III.6	Educação	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
III.6	Serviços de saúde e previdência social	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
III.6	Serviços culturais, desportivos e de entretenimento; residencial e outros serviços	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social

Fonte: Introduction to China Industrial Productivity (CIP) Database 3.0.

Quadro 3 – Compatibilidade das classificações de grupo e subgrupo do Código de Contas Nacionais do Estados Unidos com ISIC e Setores Comerciais e Não Comerciais.

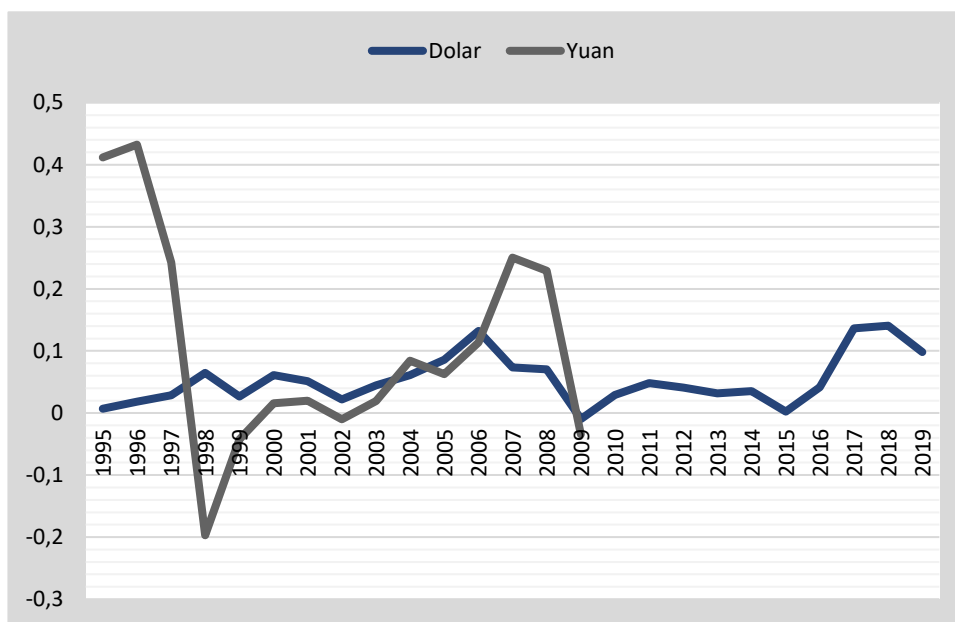
Código	Descrição de Atividade	Setor	Descrição ISIC ver.4
A	Agricultura, silvicultura e pesca	T	Agropecuária
B	Mineração e pedreira	T	Extrativa Mineral
C	Manufatura	T	Indústria de Transformação
D	Fornecimento de eletricidade, gás, vapor e ar condicionado	N	Eletricidade e gás, água, esgoto, atividades de gestão de resíduos
E	Abastecimento de água; sistema de esgoto; gestão de resíduos e atividades de remediação	N	Eletricidade e gás, água, esgoto, atividades de gestão de resíduos
F	Construção	N	Construção
G	Comércio por atacado e varejo; conserto de veículos motorizados e motocicletas	N	Comércio
H	Transporte e armazenamento	N	Transporte, armazenagem e correio
I	Atividades de hospedagem e alimentação	N	Comércio
J	Informação e comunicação	N	Informação e comunicação
K	Atividades financeiras e de seguros	N	Atividades financeiras

L	Atividades imobiliárias	N	Atividades imobiliárias
M_N	Atividades profissionais, científicas, técnicas, administrativas e de serviços de apoio	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
O-Q	Administração pública, defesa, educação, saúde humana e atividades de assistência social	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
O	Administração pública e defesa; previdência social obrigatória	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
P	Educação	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
Q	Saúde e serviço social	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
R_S	Artes, entretenimento, recreação, outros serviços e atividades de serviço, etc.	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
R	Artes, entretenimento e recreação	N	Atividades de administração, defesa, saúde e educação pública e seguridade social
S	Outras atividades de serviço	N	Outras atividades de serviços

Fonte: EU KLEMS Growth and Productivity Accounts, 2019.

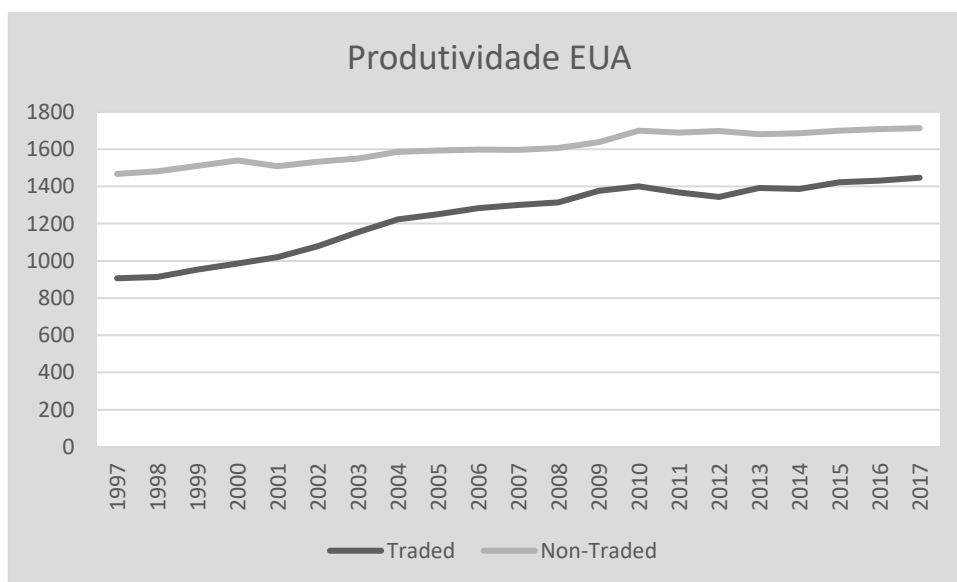
ANEXO 2 – GRÁFICOS DO COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS AO LONGO DO PERÍODO ESTUDADO.

Gráfico 1 – Comportamento da taxa efetiva de câmbio calculado com base no IPCA.

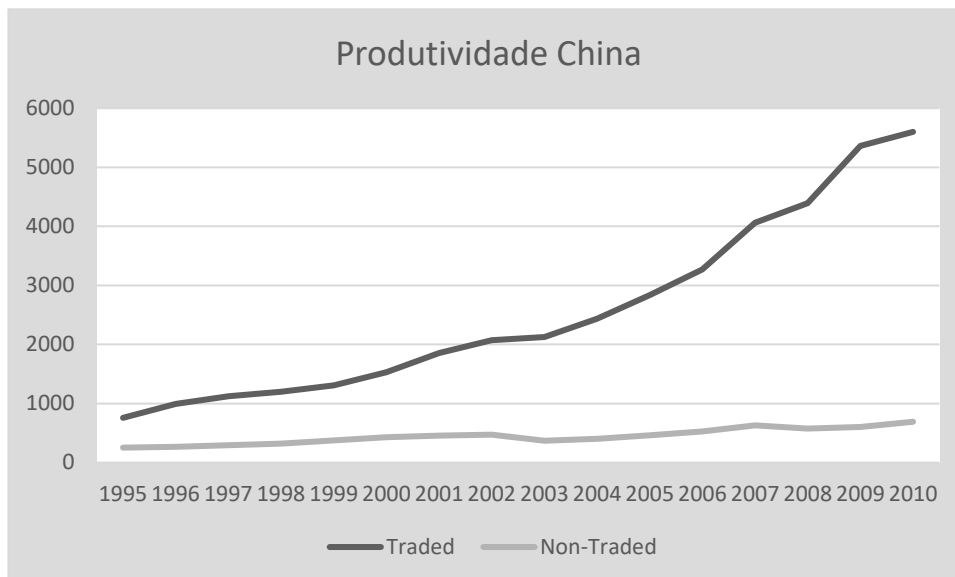


Fonte : Fxtop e IPEA (2020)

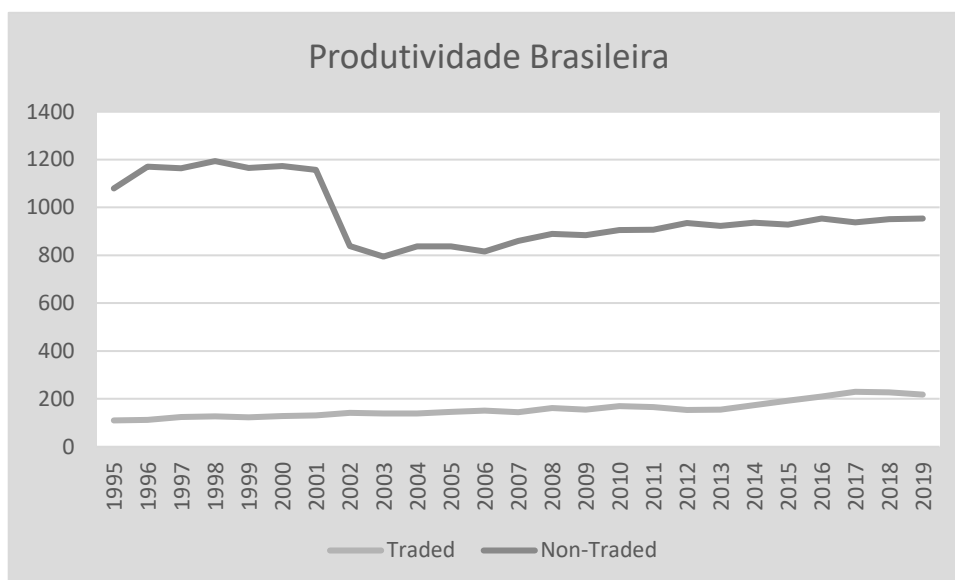
Gráficos 2 – Comportamento da variável de produtividade por setor.



Fonte: EU KLEMS Growth and Productivity Accounts (2019)



Fonte: Introduction to China Industrial Productivity (CIP) Database 3.0 (2020)



Fonte : Observatório da Produtividade FVG- IBERE (2020).