

DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL NO PERÍODO DE 1995 A 2019: JUNÇÃO DO LADO FINANCEIRO E REAL DA ECONOMIA.

Victor Dias Maruxo (IC) e Leonardo Fernando Cruz Basso (Orientador)

Apoio: PIVIC Mackenzie

RESUMO

Este artigo buscou analisar três teorias, uma do lado real, a outra do financeiro e uma terceira que juntando as duas primeiras pode fornecer um maior poder explicativo sobre o comportamento do câmbio no Brasil. Para avaliar esta hipótese foram usados testes econométricos para avaliar a veracidade da hipótese, no processo foram usados testes de Johansen, uso de escolha de defasagens, uso de outras estatísticas para avaliar os resultados obtidos. Conforme será visto, as regressões indicaram que a junção entre a paridade de poder de compra e paridade descoberta de juros não explica o comportamento do câmbio no país durante o período analisado.

Palavras-chave: Paridade de Poder de Compra, Paridade Descoberta de Juros e Câmbio

ABSTRACT

This article seeks to understand three theories, being one about the financial, another one about real side of economics and a third one which combines the previous two in order to provide a better explanation to exchange rate behavior in Brazil. To analyse the hypothesis, have been used some econometric test to evaluate validity of the hypothesis, such as, Johansen tests, selection of lags and some others statistical tests were used to evaluate results provided by the regressions. The results have shown, that Power Parity Purchase and Undiscovered Interest Parity were not able to explain the exchange rate behavior during the period of the study.

Keywords: Power Parity Purchase, Undiscovered Interest Parity and Exchange Rate

1. INTRODUÇÃO

Os estudos para a determinação da taxa de câmbio são uns dos mais desafiadores na área de macroeconomia aberta. Nenhuma das teorias existentes consegue corroborar seguidamente suas hipóteses e, mais desafiador que esta constatação é o fato que nenhuma das teorias consegue bater a teoria do passeio aleatório como uma teoria previsora da taxa de câmbio. Nas palavras de Milton Friedman, teoria que não consegue fazer previsão não é boa teoria econômica. Este projeto de iniciação científica busca testar uma teoria que integra o lado real e o lado financeiro da economia. Começamos por examinar a teoria da paridade do poder de compra que enfatiza o lado real da economia porque os preços explicam a taxa de câmbio e os preços nas três correntes de pensamento com muitos seguidores são os determinantes das taxas de câmbio. Os neoclássicos porque os preços que maximizam lucros são obtidos pela subtração das despesas do montante de receitas (duas variáveis do lado real da economia). Os Keynesianos porque os preços são determinados pela aplicação de uma margem sobre os custos de produção. E os Marxistas porque preços de produção, como o próprio nome já diz, são determinados na produção. Outra teoria relevante que vamos examinar é a teoria (hipótese) da paridade de juros descobertos (ou cobertos) onde o câmbio é explicado pelo diferencial de juros. A terceira teoria, foco relevante deste trabalho combina a teoria da paridade do poder de compra (lado real) com a teoria da paridade de juros (lado financeiro) produzindo uma teoria onde os dois lados fazem parte da explicação do câmbio. As teorias serão testadas separadamente e em conjunto, para verificar se o poder explicativo (e também o poder de previsão) aumenta.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O Poder de Paridade de Compra (PPC) surgiu em 1916 como uma alternativa ao padrão-ouro, que segundo Rebelo (2018), usava elementos da teoria da quantitativa da moeda (TQM) e considera a lei do preço único (*law of one price* - LOOP).

O poder de paridade de compra, é um método utilizado para medir o poder de compra entre dois países. Assim a PPC, mede quanto uma pessoa de um país pode comprar com seus rendimentos comparado a outra pessoa com o mesmo nível de renda de outro país. A diferença entre a PPC e a simples conversão do câmbio, é que a primeira considera o custo de vida de cada país e como isso afeta a quantidade que um indivíduo pode comprar com seu dinheiro, desta forma leva em consideração o lado real da economia. Já a segunda considera fatores do mercado internacional e financeiro, no qual não diz se houve realmente uma mudança na qualidade de vida do habitante.

De forma simplificada, a teoria desenvolvida por Gustav Cassell em 1916, diz que os preços locais (P) e os preços estrangeiros (P^*), possuem uma relação, no qual é a taxa de câmbio nominal (e), e que pode ser determinada na seguinte fórmula:

$$P = eP^* \quad (1)$$

$$e = \frac{P}{P^*} \quad (2)$$

Um exemplo dado por Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994), se um indivíduo comprasse um carro em Londres por £5.000, e se ele decidisse comprar o mesmo nos Estados Unidos pelo mesmo valor e considerando o câmbio de $e = 2 \text{ \$/£}$, isso quer dizer que o valor do mesmo carro nos EUA, seria de \$10.000. Considerando também que o vendedor americano venda o carro por \$12.000, isso quer dizer, que terá um lucro de \$2.000 por carro, isso trará uma maior oferta de carros estrangeiros para o país. Logo, o aumento de importações fará com que a relação do câmbio caia, até o ponto em que comprar localmente seja mais barato do que importar. Isso desconsiderando os custos de transporte, impostos, entre outros custos, porém o raciocínio se aplica da mesma forma.

Lembrando que essa fórmula do PPC estática ou relativa, desconsidera os fatores causados pela inflação, portanto, é necessário saber a versão que possibilita considerar esse efeito, pois a inflação age como um desvalorizador da moeda local, que corrói o poder de compra do indivíduo local e do estrangeiro, e por consequência interferindo na taxa de câmbio.

Também importante salientar que essa PPC estática não considera o câmbio real que segundo Rebelo (2018), diz que o câmbio real (E) entre duas nações é calculado pela correção do câmbio nominal (e) e a razão dos preços relativos.

$$E = \frac{eP^*}{P} \quad (3)$$

Para Rebelo (2018), a PPC dinâmica possui diferença na determinação do câmbio nominal e o real, uma vez que o primeiro é definido pelo o nível geral dos preços da economia entre os dois países. Já para o câmbio real, a relação ocorre entre os preços dos bens de consumo dos países. Dado que essa teoria, foi desenvolvida no estudo de países desenvolvidos, percebe-se que a taxa de câmbio real (E) se mantém constante, pois os países dessa natureza possuem capacidades produtivas parecidas. Considerando os efeitos da inflação mais as características do câmbio real, temos a nova PPC:

$$P_i = e_i + P_i^* \quad (4)$$

$$e_i = P_i - P_i^* \quad (5)$$

Essa versão da PPC é conhecida como versão absoluta ou dinâmica do poder de paridade de compra, pois considera o efeito da inflação local nos preços (P_i), a depreciação da moeda local (e_i) e também a inflação no exterior (P_i^*).

Feijó e Morales (2008) mostram que para a PPC ser válida é necessário ter inexistência de custo de transporte, informação perfeita, livre comércio e bens homogêneos. Além de evitar comparações com bens não transacionáveis, é importante se atentar o efeito de Balassa, que considera que altera o nível da moeda dado a produtividade do país entre bens transacionáveis e não-transacionáveis.

2.1. Teorias para determinação de preços

Os três principais enfoques para determinação de preços, são os neoclássicos, os keynesianos e os marxistas. Os neoclássicos, veem que os preços são derivados do lucro quando igualado a zero, considerando que os lucros são a parte real da economia, como as receitas. Já os keynesianos, veem que os lucros como uma margem aplicada sobre os salários, matéria prima e considerando a depreciação. Também é considerado os efeitos do câmbio sobre os preços dos bens, uma vez que se a produção depende da importação, as flutuações do câmbio afetam os custos de produção. Para os marxistas, os preços que são relevantes, são aqueles que se obtém, pela aplicação de uma taxa média do lucro do setor estudado sobre os custos de produção.

Para os neoclássicos, a função de uma firma é maximizar seus lucros, os pressupostos neoclássicos para o funcionamento levam em conta o que é chamado de firma representativa, no qual sua função de produção se baseia em dois insumos, que são o trabalho (L), no qual é remunerado pelo salário (w) e o capital (K), que é remunerado pelo aluguel (r). No modelo de concorrência perfeita, no qual é um mercado onde todos os agentes não têm poder suficiente para determinar o preço, ou seja, são *price takers*, desta forma a demanda enfrentada pela firma é totalmente elástica. Existem um número infinito de firmas e não há barreiras à entrada. O preço escolhido que visa maximizar o lucro, é ponto quando a receita marginal (rmg) se iguala ao custo marginal (cmg). Sendo assim a fórmula:

$$RT = PQ \quad (6)$$

$$CT = wL + rK \quad (7)$$

$$P^* = Rmg = Cmg \quad (8)$$

No monopólio, onde o indivíduo tem poder de mercado, um local sem substitutos próximos, com certa barreira à entrada e conseguem alocar os preços acima do seu custo marginal, desta forma são os *price-makers*. Isso pode ser medido pelo *mark-up*. Desta forma

quanto maior seu poder de mercado, maior será a diferença entre o preço e seu custo marginal de produção, uma vez que esse agente possui tais vantagens sobre os outros de forma que consiga exercer esse poder. (Pindyck, 2006)

$$Mark - up = \frac{P - cmg}{P} \quad (9)$$

Para os keynesianos os preços são determinados de forma, que se considera os custos da produção, sendo a mão de obra (W) e a matéria prima (RM), e o dono da produção escolhe uma margem de lucro (m), que leva em conta a depreciação.

$$P = (W + RM) + m(W + RM) \quad (10)$$

Segundo Blinder (2008), os preços keynesianos são já predeterminados e a demanda agregada tem o poder de decisão no curto prazo. Isso ocorre pois normalmente, os salários dos trabalhadores, uma parte importante no custo de produção, são acordados em contrato entre as partes por um período, desta forma, ficam fixos por um tempo, independente das variações econômicas que afetem o mercado nesse período. Por consequência, os produtores sabem no curto prazo seu custo de produção.

2.2. Hipótese da paridade descoberta de juros

A paridade coberta de juros, é um mecanismo onde se protege o indivíduo de eventuais flutuações do câmbio que afetem seus rendimentos. Esse tipo de mercado entra em equilíbrio, quando não há ganhos em mover seu capital de um país para o outro, desta forma, é o mesmo que dizer todas as taxas de juros pelo mundo são as mesmas. Existem vários fatores que afetam a paridade coberta de juros, que segundo Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994) são custos de transação, custos de obter informações, interferência do setor governamental, estrutura do setor financeiro imperfeito e, por fim, a incapacidade de comparar os ativos que podem ser investidos. O desenvolvimento da fórmula da paridade coberta dos juros segue abaixo:

$$CD = \frac{F - e}{e(1+i^*) + i^* - 1} \quad (11)$$

$$f = \frac{F - e}{e} \quad (12)$$

$$CD = f + i^* - i \quad (13)$$

Desta forma, o equilíbrio ocorre quando CD, ou seja, diferencial coberto da taxa de juros, é igual a zero, ou seja, o f, sendo a definição por contrato da taxa de juros no futuro, deve ser igual a diferença entre as taxas de juros do local e do estrangeiro.

Quando um local decide investir em ativos no estrangeiro, ele está sujeito às flutuações da taxa de câmbio e as características institucionais do local investido, por isso existe o modelo de investimento coberto. Nesse caso, é definido uma taxa de câmbio futuro, onde diminui seu risco de investir fora.

No caso onde não há essa proteção, o mercado é definido como mercado descoberto. O investidor leva em conta, investir localmente onde não há o risco do câmbio e também no estrangeiro, onde esse risco está presente. A comparação é feita em dois períodos, onde o investidor pode ver se há ganhos investir fora por meio do mercado futuro, ou se há lucros no local pelo mercado *spot*, que os ganhos ocorrem no mesmo período. De acordo com Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994), essa teoria considera o investidor neutro ao risco, ou seja, ele não é avesso ao risco e nem a favor do mesmo. E também que em equilíbrio, ou seja, os retornos do investimento, o indivíduo decidirá por manter o seu capital no próprio país. Fórmula que representa o equilíbrio é apresentada a seguir. O processo de decisão é dado pelo o nível dos juros, ou seja, o local (i) e no estrangeiro (i^*).

$$i = i^* + x \quad (14)$$

$$x = \frac{(e^* - e)}{e} \quad (15)$$

Onde x , representa o nível de depreciação esperado da moeda local. Desta forma, se for alterado a primeira fórmula é possível deduzir que a diferença das taxas de juros nacional e internacional, representam a taxa de câmbio esperada para o período. As taxas de câmbio variam de forma inesperada, pois dependem de várias variáveis econômicas, desta forma os juros podem ter pouca influência sobre a determinação do câmbio.

2.3. União das teorias de caráter real e financeiro

Aqui se apresentará a terceira fórmula do artigo visando juntar as fórmulas do Poder de Paridade de Compra dinâmico ou absoluto, e paridade descoberta dos juros, respectivamente:

$$\hat{P} - \hat{P}^* = \hat{e} \quad (16)$$

$$i = x + i^* \quad (17)$$

Supondo que está sendo considerado as taxas nominais, por consequência não leva em conta a inflação e que câmbio esperado ($\hat{e}$) é o mesmo que ao de agora (e). Também se considera que as expectativas de depreciação da moeda e o nível da inflação continuem constantes. Desta forma temos:

$$x = \hat{e} \quad (18)$$

$$ir = i - \hat{p}$$

$$ir^* = i^* - \hat{p}^* \quad (19)$$

Igualando os dois:

$$ir = ir^* \quad (20)$$

$$ir - ir^* = (i - \hat{p}) - (i^* - \hat{p}^*) \quad (21)$$

$$ir - ir^* = (i - i^*) - (\hat{p} - \hat{p}^*) \quad (22)$$

$$ir - ir^* = x - \hat{e} \quad (23)$$

A equação obtida representa a união do lado financeiro da economia e do outro lado real. O intuito dessa junção é averiguar se há um aumento do poder explicativo sobre o comportamento do câmbio do Brasil.

3. METODOLOGIA

Nessa seção será mostrado os resultados dos testes visando achar uma relação entre as variáveis do lado real e financeiro da economia, para que assim a junção da Paridade de Poder de Compra e a Paridade Descoberta de Juros juntas possam ter um poder explicativo maior sobre o comportamento do câmbio no Brasil. O primeiro passo será testar a validade da paridade de poder de compra para o caso do Brasil e EUA. Na segunda parte desta seção será avaliada a hipótese de paridade descoberta de juros, e por fim, será testado a junção dessas duas teorias visando unir o lado real e financeira com o intuito de explicar o comportamento do câmbio.

O período analisado é de 1995 a 2019, usando dados mensais, de forma a compreender um bom período de dados para a economia brasileira e americana.

O ferramental econométrico usado será por verificação de presença de raízes unitárias, bem como a identificação de cointegração entre as variáveis, o que evidencia uma relação de longo prazo entre elas. Antes de entrar nos testes para verificar a presença de cointegração, é necessário avaliar se as variáveis apresentam raiz unitária, que de acordo com Damodar (2019), pode ser visto de três formas, sendo elas análise gráfica, correlogramas e análise de raiz unitária que é feita através da estatística tau. Essa questão pode ser resolvida usando o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para verificar a presença de raiz unitárias nas variáveis. Assim podendo determinar se a variável faz uma reversão de sua média ao longo do tempo, determinando sua característica estacionária.

Na questão dos testes para validar a presença de cointegração, será usado os testes de Johansen, que segundo Morettin (2017), é uma “generalização multivariada do teste

Dickey-Fuller”, que mostra a cointegrações da seguinte forma, verifica a ordem de integração das variáveis do modelo e se há tendência lineares, busca gerar um modelo VAR que tenha ordem de cointegração nível um – $I(1)$, gera testes de razão de verossimilhança para saber o número de vetores de cointegração, e por fim, sabendo quantos vetores de cointegração existem, pode-se estimar o mecanismo de correção de erro (MCE), que é muito importante, uma vez que corrobora a hipótese que as séries estão cointegradas no curto e longo prazo, ou seja, elas caminham juntas durante esses períodos.

Outro motivo para uso do teste de Johansen, são algumas limitações que o teste Engle-Granger (EG) apresenta, quando se envolve mais de duas variáveis no processo, o modelo EG começa aparentar limitações na decisão em definir quais variáveis são regressores e quais estão regressando, e outro motivo é a dificuldade de lidar no caso em que haja mais de uma relação de cointegração entre as variáveis. (Darmodar, 2019)

Além dos testes de Johansen, também será usado a estatística t-Student, que é um teste de significância que é usado para determinar se a hipótese nula do modelo é verdadeira ou falsa, isto é, se o valor gerado pelo modelo está dentro da região de aceitação, o que confirma a hipótese nula, ou se caso supere o valor crítico, de modo a estar na região crítica, permite a aceitação da hipótese alternativa como verdadeira.

Em seguida a análise do teste t-Student, será avaliado o R^2 ou coeficiente de determinação múltiplo do modelo, de modo a determinar quanto das variáveis independentes determinam no comportamento da variável de interesse em cada caso desse artigo. (Darmodar, 2019)

Nesse estudo foram considerados uma série de variáveis para a montagem das regressões econométricas geradas no software Stata. Foram usadas uma série de índices de inflação usados na economia brasileira, dentre eles podemos citar o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), o Índice de Preços para o Consumidor Amplo (IPCA), o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) e o Índice de Preços do Mercado (IGP-M). Para o caso americano foi usado Consumer Price Index for All Urban Consumers (USCPI). A taxa de câmbio de referência foi captado na base de dados do IPEADATA, a taxa de câmbio brasileira é a taxa de referência, ou seja, a SELIC OVER, além da taxa de juros brasileira foi usada a taxa de juros americana, por fim, os dados de uma PPC entre os dois países. Segue uma tabela com os códigos das séries e suas respectivas fontes.

Variável	Código	Fonte
Câmbio – R\$/US\$	Er	IPEADATA
IPCA	IPCA	IPEADATA
INPC	INPC	IPEADATA
IGP-DI	IGP-DI	IPEADATA
IGP-M	IGP-M	IPEADATA
Consumer Price Index	USCPI	BLSDATA
Taxa SELIC/OVER	BRIR	IPEADATA
Taxa de juros americana	USIR	BLSDATA
Paridade do Poder de Compra	PPC	BLSDATA

Nos testes econométricos referentes a validade da Paridade de Poder de Compra, será demonstrando o passo a passo dos testes realizados.

Tabela 1: Teste de cointegração entre PPP INPC e USCPI

Hypothesis		Log Likelihood	Trace Test	5% Critical Value
H0	Ha			
$r \leq 0$	$r > 0$	2552.2282	151.53	29.68
$r \leq 1$	$r > 1$	2601.682	52.6225	15.41
$r \leq 2$	$r > 2$	2627.9929	0.0007*	3.76
$r \leq 3$	$r > 3$	2627.9932		

Fonte: elaborado pelo autor

Tabela 1.1: Escolha de lags entre PPP INPC e USCPI

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	871.732				5.1e-07	-5.97067	-5.9555	-5.9328
1	2542	3340.5	9	0.000	5.6e-12	-17.3883	-17.3276	-17.2368
2	2623.67	163.34*	9	0.000	3.4e-12*	-17.8877*	-17.7816*	-17.6227*
3	2630.47	13.613	9	0.137	3.5e-12	-17.8727	-17.721	-17.494
4	2633.48	6.0103	9	0.739	3.6e-12	-17.8315	-17.6343	-17.3392

Fonte: elaborada pelo autor

Tabela 2: Teste de cointegração entre PPP IPCA e USCPI

Hypothesis		Log Likelihood	Trace Test	5% Critical Value
H0	Ha			
$r \leq 0$	$r > 0$	2430.6923	177.5661	29.68
$r \leq 1$	$r > 1$	2483.6642	71.6222	15.41
$r \leq 2$	$r > 2$	2519.4751	0.0005*	3.76
$r \leq 3$	$r > 3$	2519.4753		

Fonte: elaborado pelo autor

Tabela 2.1: Escolha de lags entre PPP IPCA e USCPI

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	896.815				4.3e-07	-6.14306	-6.12789	-6.10519
1	2464.6	3135.6	9	0.000	9.6e-12	-16.8563	-16.7957	-16.7049
2	2511.41	93.636	9	0.000	7.4e-12	-17.1163	-17.0101*	-16.8512*
3	2525.17	27.503*	9	0.000	7.2e-12*	17.1489*	-16.9972	-16.7702
4	2527.96	5.5905	9	0.000	7.5e-12	-17.1063	-16.909	-16.614

Fonte: elaborada pelo autor

Tabela 3: Teste de cointegração entre PPP IGP-DI e USCPI

Hypothesis		Log Likelihood	Trace Test	5% Critical Value
H0	Ha			
$r \leq 0$	$r > 0$	2114.3973	183.7454	29.68
$r \leq 1$	$r > 1$	2169.179	74.1819	15.41
$r \leq 2$	$r > 2$	2206.27	0.0000*	3.76
$r \leq 3$	$r > 3$	2206.27		

Fonte: elaborado pelo autor

Tabela 3.1: Escolha de lags entre PPP IGPDI e USCPI

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	721.127				1.4e-06	4.93558	-4.92041	-4.89771
1	2122.35	2802.4	9	0.000	1.0e-10	-14.5041	-14.4434	-14.3526
2	2191.14	137.58	9	0.000	6.7e-11	-14.9151	-14.8089*	-14.65*
3	2200.22	18.15*	9	0.000	6.7e-11*	-14.9156	-14.7639	-14.5369
4	2205.99	11.551	9	0.000	6.8e-11	-14.8934	-14.6962	-14.4011

Fonte: elaborada pelo autor

Tabela 4: Teste de cointegração entre PPP IGP-M e USCPI

Hypothesis		Log Likelihood	Trace Test	5% Critical Value
H0	Ha			
$r \leq 0$	$r > 0$	2133.6476	178.1463	29.68
$r \leq 1$	$r > 1$	2187.2676	70.9062	15.41
$r \leq 2$	$r > 2$	2222.7207	0.0001*	3.76
$r \leq 3$	$r > 3$	2222.7207		

Tabela 4.1: Escolha de lags entre PPP IGPM e USCPI

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	738.325				1.4e-06	-4.98505	-4.6988	-4.94718
1	2146.45	2836.3	9	0.000	8.5e-11	-14.6698	-14.6091	-14.5183
2	2208.15	123.39	9	0.000	5.9e-11	-15.032	-14.9258*	-14.7669*
3	2218.97	21.634*	9	0.010	5.9e-11*	-15.0444*	-14.8927	-14.6658
4	2225.75	13.572	9	0.138	6.0e-11	-15.0292	-14.832	-14.5369

Fonte: elaborada pelo autor

Nos testes econométricos referentes a validade da Paridade de Poder de Compra, pode se ver que em todos os casos as variáveis apresentaram características de estar cointegradas uma vez que todos os casos o valor do teste traço do teste de Johansen superou o valor crítico de 5%, assim é possível dizer que as séries apresentam uma tendência estocástica comum tanto no curto como no longo prazo, porém quando se usa os testes t-Student para verificar a se é possível rejeitar a hipótese nula, os valores indicam um caminho contrário uma vez que em todos os casos o índice americano de inflação, o CPI, ficou abaixo do valor crítico de 1,96, impedindo dizer que a hipótese nula pode ser rejeitada, logo não é possível afirmar que a Paridade de Poder de Compra para o Brasil e os Estados Unidos durante o período de 1995 a 2019 é aceita. Outro ponto é que nesses casos os valores do R-quadrado, resultaram em valores muito baixos, o que também corrobora os valores do teste t. Segue a tabela dos valores t para cada caso:

Regressões	Valor do teste t-Student	Valor do R ²
ppp inpc uscpi	-1,30	0,0643
ppp ipca uscpi	-1,20	0,0680
ppp igp-m uscpi	-1,18	0,0492
ppp igp-di uscpi	-1,14	0,0482

Agora nesta segunda parte, faremos o mesmo procedimento que foi realizado nos testes Paridade de Poder de Compra, mas agora para o caso da Paridade Descoberta de Juros, seguem os resultados:

Tabela 5: Teste de cointegração entre ER BRIR USIR

Hypothesis		Log Likelihood	Trace Test	5% Critical Value
H0	Ha			
$r \leq 0$	$r > 0$	2555.1785	17.1216*	29.68
$r \leq 1$	$r > 1$	2560.6607	6.1572	15.41
$r \leq 2$	$r > 2$	2563.3723	0.7340	3.76
$r \leq 3$	$r > 3$	2563.7393		

Fonte: elaborado pelo autor

Tabela 5.1: Escolha de lags entre ER BRIR USIR

Lag	LL	LR	df	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	897.235				4.5e-07	-6.10399	-6.0889	-6.06631
1	2477.93	3161.4	9	0.000	9.8e-12	-16.8323	-16.772	-16.6816
2	2564.8	173.74	9	0.000	5.8e-12	-17.3638	-17.2582*	-17.1001*
3	2575.97	22.341*	9	0.008	5.7e-12*	-17.3787*	-17.2277	-17.0018
4	2579.05	6.1556	9	0.724	5.9e-12	-17.3382	-17.142	-17.8484

Fonte: elaborada pelo autor

O asterisco mostra significância

Diferentemente do que apresentado na parte anterior, os testes referentes a validade da Paridade Descoberta de Juros para o Brasil e Estados Unidos durante o período estudado, não apresentaram tendência estocástica em comum no curto e longo prazo, isto é, as séries não apresentam estar cointegradas. De forma que não é possível rejeitar a hipótese nula.

Os valores do teste t, apresentam significância, uma vez que superaram o valor crítico de 1,96, entretanto, o R^2 apresentou um valor baixo, cerca de 0,3206, porém independentemente dos valores do t-student e do R^2 fossem extremamente favoráveis, pelo fato do teste do traço não superar o valor crítico em nenhuma das condições não permite afirmar que a hipótese da Paridade Descoberta de Juros está válida no período estudado.

Agora, por fim, segue a terceira parte desta seção que é buscar avaliar se o câmbio pode ser explicado pela junção das duas teorias. Segue os resultados dos testes.

Tabela 6: Teste de cointegração entre ER PPP BRIR USIR

Hypothesis		Log Likelihood	Trace Test	5% Critical Value
H0	Ha			
$r \leq 0$	$r > 0$	3601.8614	40.2580*	47.21
$r \leq 1$	$r > 1$	3614.6487	14.6833	29.68
$r \leq 2$	$r > 2$	3620.09	3.8008	15.41
$r \leq 3$	$r > 3$	3621.4548	1.0712	3.76
$r \leq 4$	$r > 4$	3621.9904		

Tabela 6.1: Escolha de lags entre ER PPP BRIR USIR

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	929.47				2.0e-08	-6.36062	-6.34039	-6.31013
1	3485.43	5111.9	16	0.000	5.3e-16	-23.8174	-23.7163	-23.565
2	3617.35	263.83	16	0.000	2.4e-16	-24.6141	-24.4321*	-24.1597*
3	3640.53	46.351*	16	0.008	2.3e-16*	-24.6634*	-24.4005	-24.007
4	3650.3	19.546	16	0.241	2.4e-16	-24.6206	-24.2768	-23.7622

Fonte: elaborada pelo autor

Como no caso da paridade descoberta de juros, o teste de Johansen não demonstrou que as séries apresentam um caráter de estarem cointegradas, já que os valores do teste traço não foram superiores do que seus respectivos valores críticos em 5%. Na análise dos valores do teste t-Student e do R^2 , a regressão mostrou que apenas a PPC teve um valor superior ao valor crítico de 1,96 no teste t, enquanto as outras variáveis ficaram abaixo desse valor de corte. Quando se analisa o valor do R^2 , ele indica um valor baixo para série estar cointegrada, ou seja, o que acaba de corroborar a conclusão obtida nos valores obtidos no teste de Johansen.

Sabendo dos resultados desfavoráveis para a hipótese que a PPC e PDJ juntas podem explicar o comportamento do câmbio do Brasil no período de 1995 a 2019. Segue a agora a última seção do artigo, onde se busca explicar baseado na literatura os motivos para tal rejeição da hipótese apresentada.

4. RESULTADO E DISCUSSÃO

A hipótese da Paridade de Poder de Compra pode ser rejeitada em todos os índices de preços, o que sugerido pelo estudo de Henrique Corseuil e Foguel (2002), que alertam que os índices por agregarem diferentes tipos de bens, podendo ser transacionáveis e não transacionáveis, podem por acabam a mascarar a real flutuação dos preços da economia, o que também é evidenciado em Rebelo (2018), onde mostra que os índices podem mascarar as flutuações dos preços.

Além disso como há vários tipos de índices de preços usados na economia brasileira, no qual dependendo da atividade econômica, usa-se um diferente, como em aluguéis toma-se de base o IGP, e para outros serviços considera o IPCA como medidor da variação dos preços. Acaba por dificultar medir a variação dos preços, que é vital para validação da PPC, uma vez que os agentes econômicos ao tomar suas decisões podem escolher qualquer um para realizar sua decisão.

A existência de custos de transportes, oligopólios, diferenças na tributação e barreiras comerciais também geram efeitos danosos a validação da PPC, uma vez que um mesmo bem não terá o mesmo preço em dois países diferentes. (Siessere, 2018).

Em testes, os autores recomendam índices de preços voltados para o atacado corroboram melhor a PPC do que outros índices de preços. Outros fatores que levam a rejeição são a presença de informação imperfeita segundo Palaia e Holland (2010).

Esses autores ressaltam que a escolha do índice de preços, pode levar a rejeição da PPC, pois, a proporção de *non-tradeables*, acaba por distorcer os resultados. Nos testes Palaia e Holland (2010) reforçaram a importância do uso de índice de preços de atacado, devido a maior presença de bens comercializáveis. De forma a atenuar também os hábitos de consumos diversos entre os países e até diferenças metodológicas do cálculo dos índices.

Marçal et al (2003) mostra que seria interessante colocar o diferencial de juros na fórmula da PPC para pelo menos aumentar o poder explicativo do modelo no curto prazo, uma vez que essas variáveis podem afetar o câmbio real entre os países.

Em um estudo de Siessere (2018) mostra que a PPC obtém melhores resultados quando se compara países industrializados, uma vez que se considera o efeito Balassa-Samuelson, uma vez que países industrializados tem uma maior produtividade, principalmente no bens transacionáveis, o que acarreta em preços maiores na sua economia, o que acaba por afetar a comparação da PPC entre Brasil e EUA.

Vale lembrar que também no período de análise desse projeto de 1995 a 2019, onde as crises na Argentina em 2000 e a volatilidade durante o ano de 2001 no mercado mundial mais a volatilidade no mercado brasileiro durante as eleições presidenciais de 2002, podem ter gerado volatilidade nos resíduos que acabam por afetar os testes, sendo assim necessário um tratamento especial durante o período desses eventos. Isso é mostrado no estudo de Da Silva e Da Silva e Pinto (2007), onde isso aplicado para o PDJ, acabou por dificultar sua corroboração, mas contando que há o câmbio presente na PPC, isso pode ser aplicado analogamente.

Vale ressaltar que além do período analisado por Da Silva e Pinto (2007), as crises financeiras de 2007-08, onde o aumento da volatilidade dos mercados pode ter tirado o câmbio do seu caminho natural por um tempo. Além disso a crise em que o Brasil passou entre os anos de 2014 e 2017, também pode ter gerado efeitos distorcidos nos dados prejudicando o resultado final.

Os testes para analisar a PDJ mostraram sua não corroboração, de modo que como a PPC, é necessário talvez adequar os testes aos períodos de excessiva volatilidade da

economia, como no período já mencionado (2001-03). Além disso, segundo Shambugh apud Divino e Carvalho (2009), quando se muda o regime cambial do país, como aconteceu com o Brasil no ano de 1999, a série sofre uma quebra estrutural, de modo que se muda seu comportamento, podendo gerar resultados diferentes.

Nesse mesmo estudo, ele cita nos países latino americanos, em especial, existe um fenômeno chamado de *peso problem*, ou seja, por optarem por um regime cambial diferente do flutuante, gera-se expectativas nos agentes econômicos, que esse país não conseguirá manter tal promessa, pois, dado a volatilidade do mercado, acabará por tomar decisões discricionárias e assim rompendo com seu modelo que é muito sujeito as variações do comércio internacional deixando suas contas nacionais muito expostas, isso acaba por gerar uma certa desconfiança nos investidores, isso é mostrando pelo quebra cambial do Brasil em 1999, dado as crises no México e na Rússia nos anos anteriores.

Segue necessário ainda, aplicar o fator de expectativas no modelo, dado que é parte vital da PDJ, uma vez que os agentes ao investir realizam tal movimento, esperando a depreciação ou apreciação do câmbio na hora de decidir onde investir, no artigo de Da Silva e Pinto (2011), usou-se dois modos de expectativas via Boletim FOCUS e por meio das expectativas racionais, na hora da projeção do câmbio e da validade da PDJ.

No âmbito do câmbio, o *swap* cambial tem seu impacto na formação da taxa câmbio no mercado futuro, e alterando o mercado presente via cupom cambial, segundo Rossi apud Fahar et al (2018). Atuando na assimetria dos segmentos do mercado brasileiro do menos líquido (à vista) para o mais (futuro). Podendo assim explicar a rejeições das hipóteses tanto do PPC como o PDJ.

Costa Filho (2017) por meio da revisão de vários estudos que tentaram entender os motivos para os juros elevados no Brasil, um deles propôs cinco motivos, sendo debilidade fiscal, baixa poupança interna, deficiências institucionais, histórico de alta de inflação e segmentação do mercado de crédito. Outro estudo adiciona a incerteza jurisdicional e a baixa conversibilidade do Real como fatores para o nível elevado dos juros. Um terceiro estudo mostrou que a partir de 2006, a taxa praticada aqui se descolou do nível natural da taxa de juros. Um quarto estudo relaciona a sustentabilidade da dívida e o passado inflacionário são bons determinantes para os juros. Por fim mostrou que a incerteza inflacionária tem força na determinação dos juros reais. Em suma Costa Filho (2017) mostra que a taxa de juros elevada do Brasil acaba por não corroborar a PDJ, já que ela está em nível fora do esperado.

A inclusão da hipótese de quebra estrutural é necessária devido a mudanças macroeconômicas relevantes, como a quebra das bandas cambiais em 1999. Podendo assim melhorar os resultados das regressões segundo o autor.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse artigo buscou analisar a relação da Paridade do Poder de Compra e da Paridade Descoberta de Juros, que juntas poderiam explicar o câmbio entre Brasil e Estados Unidos durante o período de 1995 a 2019. Os resultados mostraram que não é possível afirmar que tal relação é válida. Entretanto, com base nos artigos estudados sobre o mesmo tema, é possível acrescentar mais variáveis e dados com intuito de aumentar o poder explicativo do modelo, e até achar uma relação explicativa entre as variáveis.

Para pesquisas futuras recomenda-se a inclusão de mais índices de inflação tanto do brasileiro como no lado americano, buscando analisar índices que possuem uma cesta de bens parecidos para que assim a comparação para PPC seja mais eficiente. Outro passo, no âmbito do teste da PPC, seria segmentar o período de 1995 a 2019, em períodos menores, realizando testes econométricos, visando analisar as especificidades do período, por exemplo a troca do regime cambial e o período de flexibilização do tripé macroeconômico.

Para o caso da Paridade Descoberta de Juros, seria interesse incluir variáveis de risco-país e expectativas, uma vez que os agentes ao realizarem investimentos levam em conta não somente a taxa efetiva do momento, mas também a conjuntura da economia no futuro, como as questões políticas e a situação fiscal do país de interesse, visando um melhor posicionamento de seu capital no mercado. Uma outra etapa seria uso de mais de uma taxa de juros, podendo visar escolher taxas de juros atreladas a índices.

6. REFERÊNCIAS

ALBURQUERQUE REBELO, Helena. **ENSAIOS DE CÂMBIO SOB AS PERSPECTIVAS DA PRODUTIVIDADE E DA COMPETIVIDADE**. 2018. Tese (Pós-Graduação em Administração de Empresas e Programa de Doutorado em Gestão e em Economia) - Universidade Presbiteriana Mackenzie e Universidade da Beira Interior, São Paulo, 2018.

BLINDER, Alan S. et al. **Asking about prices: a new approach to understanding price stickiness**. New York: Russel Sage Foundation, 2008.

DA SILVA, Rodrigo de Sá; PINTO, Paulo Renato Lessa. **Teste da validade da paridade descoberta de juros para o Brasil entre 2001 e 2007.. SINERGIA - Revista do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis, Rio Grande, Rio Grande do Sul, Brasil., v. 12, n. 2, p. 21-36, jun. 2011.**

DIVINO, J. A. ; CARVALHO, J. . **Paridade Descoberta da Taxa de Juros em Países Latino-Americanos**. Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro) , v. 39, p. 289-308, 2009.

COSTA FILHO, A. E. . **O que determina a taxa de juros real de longo prazo no brasil?**. BBR. Brazilian Business Review, v. 14, p. 624-635, 2017.

FARHI, Maryse ; ABOUCHEDID, S. C. ; PRATES, D. M. .**Derivativos de câmbio e a relação Banco Central-Tesouro: o caso Brasil**, São Paulo, p. 13 - 23, 2018.

FEIJO, Flavio Tosi ; MORALES, R. R. . **A validade da paridade do poder de compra no brasil pós-plano real**. Sinergia (FURG) , v. 12, p. 39-49, 2008.

Damodar, G. **Econometria**. [Digite o Local da Editora]: Editora Saraiva, 2019. 9788553131952. Disponível em:

<https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788553131952/>. Acesso em: 17 Sep 2020

HENRIQUE CORSEUIL, Carlos; N. FOGUEL, Miguel. **Texto para discussão nº 897: uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do ibge**. IPEA, Rio de Janeiro, ano 2002, n. 7, p. 1-13, 1 jul. 2002.

Holland, M. ; DANIEL PALAIA . **Taxa de Câmbio e Paridade de Poder de Compra no Brasil: Análise Econométrica com Quebra Estrutural**. Revista de Economia Aplicada , v. 14, p. 5-24, 2010.

MARCAL, Emerson Fernandes; PEREIRA, Pedro Luiz Valls; SANTOS FILHO, Otaviano Canuto dos. **Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros**. Rev. Bras. Econ., Rio de Janeiro , v. 57, n. 1, p. 159-190, Mar. 2003

MORETTIN, Pedro A. **Econometria financeira : um curso em séries temporais financeiras**. 3. São Paulo Blucher 2017 1 recurso online ISBN 9788521211310.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. **Microeconomia**. São Paulo: Pearson, 2006.

RIVERA-BATIZ, Francisco L.; RIVERA-BATIZ, Luis A. **International finance and open economy macroeconomics**. New Jersey: Prentice Hall, 1994.

SIESSERE, A. T. **Ensaio sobre câmbio e competitividade**; 2018; Tese (Doutorado em Administração de Empresas) - Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2018

Contatos: vmaruxo96@gmail.com e leonardo.fernando@mackenzie.br