

A INFLUÊNCIA DO PREÇO DAS *COMMODITIES* PARA A FORMAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA PAÍSES DA AMÉRICA LATINA

Caique Corcelli*

47

Resumo: Este trabalho se propõe verificar a hipótese de “commodity currency” para um conjunto de países da América Latina (Brasil, México, Chile, Uruguai e Colômbia). Segundo a literatura da área, países nos quais as exportações de *commodities* compreendem parte importante da pauta de exportação e do PIB teriam sua taxa de câmbio influenciada pela dinâmica desses preços no mercado internacional. Uma segunda hipótese de investigação é se o peso do setor no PIB de fato influencia a magnitude do efeito. Para tanto é utilizado um modelo de Mínimos Quadrados Generalizados para o período de 1998 a 2016. Os principais resultados deram razão a hipótese de “commodity currency”, mas a segunda hipótese não se verificou. O grau de abertura da conta financeira e de capitais e principalmente a existência de um amplo mercado de câmbio futuro parecem ser a explicação mais provável das diferentes elasticidades preço da taxa de câmbio entre os países.

Palavras-chave: *commodity* currency. taxa de câmbio. comércio internacional. américa latina. *commodities*.

* Graduado em Economia pela Faculdade de Campinas (FACAMP, 2015) e mestre em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR, 2019).

1 Introdução

A dinâmica de preço das *commodities* no mercado internacional é fundamental para os países nos quais boa parte da renda interna está atrelada às exportações do setor. Desde a grande crise financeira global em 2008 o preço das *commodities* energéticas, agrícolas e minerais no mercado internacional tem exibido enorme volatilidade, influenciada por fatores financeiros – a especulação em torno dos derivativos – bem como pela demanda global e pelo dólar depreciado. A partir de 2017, o preço das *commodities* – em especial o petróleo – retomou uma trajetória de alta após períodos de queda vertiginosa. Tal retomada é associada à melhoria nas expectativas de demanda global e a geopolítica, entre outros, e vem sendo objeto de debate entre diversos analistas (EL-ERIAN, 2018; O'NEILL, 2017; DIWAN, 2018).

Este cenário traz questões relativas às consequências da queda desses preços para os países que possuem grande parte da sua pauta exportadora e do PIB concentrada na exportação de *commodities* e bens primários. Numa primeira análise, em face à queda das cotações, poderia se esperar que tais países sejam forçados a desvalorizar suas moedas, num movimento defensivo que tende a provocar aumento da inflação e redução do nível das demais atividades, configurando um cenário recessivo¹.

O contrário poderia se esperar no período em que esses preços adentraram em trajetória de alta prolongada como verificado no “boom das *commodities*”. Pode se supor que o setor com maior preço é também aquele com maior retorno e desloca a demanda por capital e trabalho o que encarece o preço dos fatores de produção para o restante dos setores e reduz sua competitividade relativa. Por outro lado, amplificando os efeitos negativos na competitividade do setor não exportador, com mais exportações em termos de quantum e de valor a taxa de câmbio é conduzida à valorização. Por parte da literatura que estuda os problemas da dependência excessiva de exportações de *commodities*, este é o elemento central do problema da “doença holandesa”. A sobrevalorização cambial estaria, segundo essa literatura, limitando a competitividade dos setores que enfrentam a concorrência externa e levando a um padrão de crescimento com baixa taxa de poupança interna².

Aparenta ser intuitivo o fato de que o comércio internacional alinhado à composição específica da pauta de exportações e importação, os preços relativos e a taxa de câmbio influenciam no desempenho de uma economia na qual tal atividade é responsável pela geração de parte considerável da renda interna.

Sob o ponto de vista específico do comércio internacional é amplamente conhecido que os preços de todas as *commodities* (energéticas, metálicas e alimentícias) apresentaram forte crescimento a partir de 2002 causando a expressão “boom das

commodities”. Percebe-se também (Figura 1) que nesse boom o aumento do petróleo foi maior que o das matérias primas agrícolas, elemento este não observado no período anterior a 2000 no qual combustíveis tinham preço menor e cresciam na média em proporção menor. O boom de preços se retraiu a partir de 2011-12.

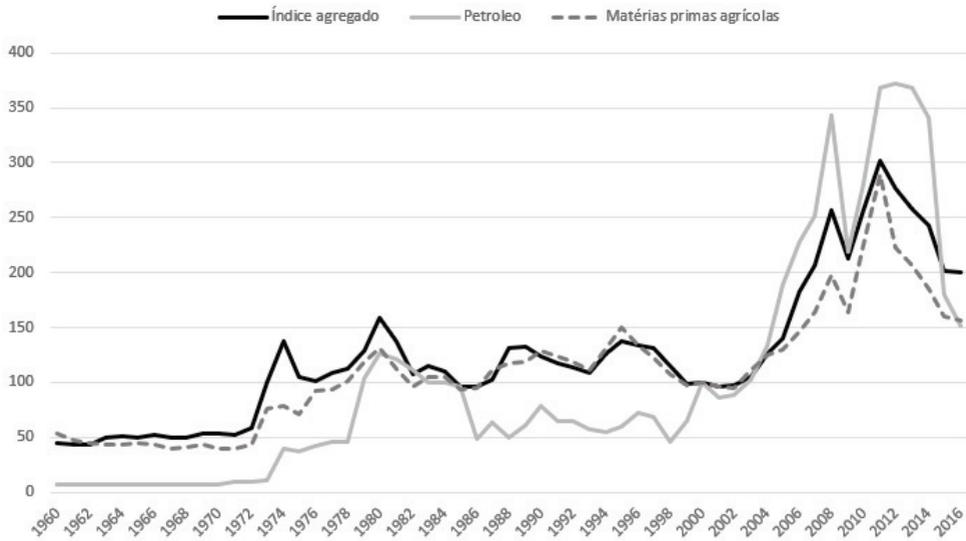


Figura 1 – Evolução dos índices de preços de *commodities* (2000 = 100)

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Unctadstat.

Dado o contexto descrito, as hipóteses que este trabalho se propõe a investigar são duas: o preço das *commodities* é relevante para explicar o nível das taxas de câmbio de um conjunto de países exportadores? e quanto maior a participação das exportações de *commodities* no PIB do país maior a relevância dos preços do setor para a formação do câmbio (Tabela 1)? Busca-se verificar tais hipóteses nos países da América Latina (Brasil, Chile, México, Uruguai e Colômbia) utilizando um modelo econométrico do tipo Mínimos Quadrados Generalizados.

Tabela 1 – Participações das exportações e PIB – Países selecionados, 2016

País	Commodities/total exportado (%)	Exportações de commodities/PIB (%)	PIB/PIB mundial (%)	PIB/PIB América Latina (%)
Brasil	60,9	6,4	2,9	48,5
México	16,8	6,2	1,7	27,8
Chile	86,2	21,0	0,4	6,7
Colômbia	76,2	10,1	0,4	6,4
Uruguai	79,4	10,4	0,1	1,5

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Unctadstat.

O trabalho está organizado como segue. A próxima seção revisa brevemente a literatura sobre a formação da taxa de câmbio e o caso das “*commodities currencies*”. Por se utilizar um modelo econométrico, a segunda seção trata da metodologia e dos dados utilizados e em seguida apresenta e discute os resultados. A última seção traça conclusões.

2 Revisão de literatura

O trabalho de Zini Júnior (1985) busca fazer um apanhado das teorias de determinação da taxa de câmbio passando pelas primeiras teorias, o enfoque tradicional e diversos modelos que surgiram entre os anos 1970 e 80 buscando incorporar novos elementos. De forma semelhante, Rossi (2016, p. 27-43) revisa as teorias tradicionais e as mais elaboradas que tentaram incorporar as expectativas de agentes nos modelos.

A Paridade Poder de Compra (PPC) é uma das primeiras teorias de determinação da taxa de câmbio e tem origem no padrão-ouro do final do século XIX e início do século XX. Segundo a PPC a taxa de câmbio reflete a razão entre os preços internos e externos de um mesmo conjunto de bens o que representa o poder aquisitivo relativo da moeda. Assim, a PPC é uma referência a necessidade de valorização ou desvalorização da moeda de modo a equalizar a razão entre os preços. A taxa de câmbio poderia desviar da PPC ao não se considerar os bens não-comercializáveis, isto é, bens como alguns dos serviços que influenciariam no nível agregado de preços mas não geram entrada de divisas.

Parte da literatura tradicional ressalta a validade da PPC somente no longo prazo (ARISE, 2011; ROSSI, 2016). Para compreender os movimentos de curto prazo, a teoria tradicional incorpora o diferencial de juros representado no modelo

Mundell-Flaming. Este determinaria os fluxos de capitais assumindo plena mobilidade do capital. Deste derivaram, posteriormente, a paridade coberta (do risco cambial) e descoberta da taxa de juros.

Em síntese, apesar das hipóteses terem sido flexibilizadas em desenvolvimentos posteriores com a incorporação de expectativas de inflação e o comportamento dos agentes do mercado financeiro, bem como variáveis reais como o diferencial de produtividade, a abordagem tradicional se apoia na tentativa de validar a PPC e no modelo Mundell-Flaming. A primeira é responsável pelos movimentos de longo prazo e a segunda a curto prazo (ZINI JÚNIOR, 1985; ROSSI, 2016; VERÍSSIMO; XAVIER; VIEIRA, 2012).

A ideia de “*commodity currency*” é incorporar nestes modelos tradicionais a trajetória do preço das *commodities* como elemento explicativo, aplicado a países que possuem parcela elevada de sua renda determinada pela exportações destes produtos.

Um dos trabalhos pioneiros é Rugoff e Chen (2002). Para os autores os movimentos de oscilação do câmbio observados desde o fim do regime de Bretton Woods nos países com pauta de exportação especializada em produtos primários cotados em dólar no mercado internacional não podem ser explicados em sua totalidade pelos fundamentos locais. Através de modelos econométricos, estimam o impacto de choques de preços de *commodities* - um índice agregado - na flutuação da taxa de câmbio da Austrália, Nova Zelândia e Canadá para o período de 1970 a 2000. Os principais resultados foram uma estimativa de elasticidade próxima de -0,75 do câmbio frente ao choque e existência de cointegração a longo prazo, dando razão a “*commodity currency*”.

Clements e Fry (2008) contribui ao considerar os preços das *commodities* variável endógena pois argumenta que grandes exportadores possuem poder de influenciar os preços externos. Utiliza-se um modelo multivariado também para Austrália, Nova Zelândia e Canadá e conclui que o efeito do choque para o câmbio é amplificado na presença de preços endógenos em razão de um aumento de preço inicial valorizar o câmbio e induzir a aumentos de preços posteriores gerando uma espiral de alta.

Gosh (2011) busca compreender a relação entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio da Índia utilizando dados de períodos de maior volatilidade cambial. A partir de um modelo GARCH conclui que o aumento do preço internacional conduz a uma desvalorização do câmbio, ao contrário do esperado. Segundo o autor, isso ocorre em razão da Índia ser grande exportadora de petróleo refinado mas importadora de petróleo bruto – sobre o qual o choque atua diretamente – de modo que o aumento do preço externo levaria a diminuição das reservas em dólar mais que proporcional ao volume exportado, desvalorizando a taxa de câmbio.

Volkov e Yuhn (2016) verificam os impactos de um choque de preço do petróleo para o nível e para a volatilidade da taxa de câmbio de países desenvolvidos (Canadá e Noruega) e subdesenvolvidos (Brasil, México e Rússia). Os autores testam hipóteses sobre se o impacto do choque de preços é tão maior quanto maior o peso das exportações de petróleo no PIB e se o efeito se dissipa ao longo do tempo com mais rapidez em países desenvolvidos em relação aos subdesenvolvidos. A partir de um modelo também do tipo GARCH aplicado a Noruega, Canadá, Brasil, Rússia e México, concluem que após o choque de preço a volatilidade da taxa de câmbio se amplifica e tende a convergir lentamente para a condição inicial no caso do Brasil, México e Rússia. Isto é, os países em desenvolvimento apresentariam maior volatilidade de suas taxas de câmbio frente a choques nos preços das *commodities*. Tanto o nível quanto a variância não guardam relação com o peso do setor no PIB. Os autores explicam os resultados pela diferença existente quanto ao tamanho dos mercados financeiros locais, seu grau de eficácia e da presença de estabilidade inflacionária.

Na literatura nacional, Veríssimo, Xavier e Vieira (2012) verifica a hipótese de que durante o período de 2003 a 2010 teria havido no Brasil uma sobre apreciação da taxa de câmbio real ligada ao movimento de preço das *commodities*. Utiliza modelos VEC para a equação da taxa de câmbio e análise de cointegração, no período de 1995 a 2009, e considera o diferencial de produtividade entre Brasil e EUA como fator de impacto nos preços no longo prazo e, por consequência, na taxa de câmbio. Esse efeito se mostrou significativo e os principais resultados mostraram que, para o subperíodo 1995-2003, em razão da âncora cambial do Real não há evidências de “*commodity currency*” no Brasil, mas para o período do *boom* (2003-2010) as estatísticas foram mais robustas, o que seria suficiente, para autor afirmar que o país sofreu do problema de “doença holandesa”.

Por fim, com objetivo e hipóteses na mesma linha, o trabalho de Branco (2016) aponta para existência de “*commodity currency*” no Brasil no período relacionado ao *boom* das *commodities*, mas utiliza como metodologia modelagem em Espaço de Estados com os parâmetros estimados por função de verossimilhança e por filtro de Kalman. O autor demonstra os resultados distintos quando se considera a taxa de câmbio real ou nominal - naquela o efeito da inflação é mais robusto - e encontra evidências de “*commodity currency*” para o Real.

3 Metodologia

O método empreendido para avaliar as hipóteses propostas foi o uso da econometria através de um modelo de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) para a

taxa de câmbio de cada país selecionado³. Seguindo Volkov e Yuhn (2016), o câmbio nominal é explicado pelas seguintes variáveis: diferencial de inflação, juros e crescimento do PIB entre o país em questão e os EUA e o índice de preços de *commodities* agregado.

Para estimar o efeito duas regressões foram realizadas: na ausência do índice de preço de *commodities* (equação 1) e na presença dele (equação 2). Optou-se por utilizar o índice agregado pois pode ser considerado variável instrumental haja vista que os países não possuem influência direta sobre ele bem como não é direta a correlação com as demais variáveis explicativas. Dessa forma, o preço das *commodities* é variável exógena.

$$(1) \text{ Câmbio Nominal}_i = \alpha_i + \beta_1 \text{ DINF}_i + \beta_2 \text{ DJUR}_i + \beta_3 \text{ DPROD}_i + \varepsilon_i$$

$$(2) \text{ Câmbio Nominal}_i = \alpha_i + \beta_1 \text{ DINF}_i + \beta_2 \text{ DJUR}_i + \beta_3 \text{ DPROD}_i + \beta_4 \text{ COMM} + \varepsilon_i$$

Em que i refere-se ao país (Brasil, México, Chile, Uruguai e Colômbia). As variáveis explicativas DINF, DJUR, DPROD e COMM são os diferenciais de inflação, juros e crescimento e o índice de preço das *commodities*.

Os dados foram selecionados para o período de 1998 a 2016, na base anual, e retirado o logaritmo para que os coeficientes fossem interpretados como elasticidades. A base de dados da UNCTADstat forneceu os dados para taxa de câmbio (moeda do país em relação ao dólar (USD)), inflação, crescimento do PIB e o índice agregado de *commodities*. Os dados de taxa de juros foram coletados no IPEAdata e no FMI. Os diferenciais refletem uma subtração entre a variável do país e seu equivalente nos EUA – no caso da inflação o equivalente norte-americano equivale ao *CPI index* e no caso do juros à *FED funds rate*.

3.1 Teste de raiz unitária e cointegração

Como os dados se apresentam no formato de série temporal foram realizados os procedimentos adequados para verificar estacionariedade das séries e cointegração para evitar regressões espúrias. Os resultados do teste de Phillips Perron para raiz unitária (Anexo), característica de séries não estacionárias, rejeitou a hipótese nula (com significância de 5 e 10%) após duas diferenças nas séries. O teste de cointegração para verificar relação de longo prazo entre as séries apontou para existência de vetores de cointegração (Anexo). E o teste Shapiro Wilk para os resíduos do modelo indicou que estes possuem distribuição normal (exceto Uruguai) (Anexo).

4 Resultados

Os dois modelos considerados invalidaram a hipótese da PPC como elemento explicativo da taxa de câmbio, exceto para México e Uruguai, e também não apontaram como relevante o diferencial de juros – esperava-se que um aumento do diferencial conduzisse a valorização cambial (Tabela 2).

Percebe-se que ao considerar o preço das *commodities* no modelo de determinação do câmbio esta é significativa para a taxa de câmbio de todos os países exceto Colômbia.

Tabela 2 – Resultados dos modelos GLS

Modelo (GLS)	Brasil		Chile		México		Uruguai		Colômbia	
(1)	Parâmetro	p-valor	Parâmetro	p-valor	Parâmetro	p-valor	Parâmetro	p-valor	Parâmetro	p-valor
<i>Constante</i>	0,001	0,939	-0,004	0,968	0,004	0,628	0,003	0,848	-0,002	-0,949
<i>DINF</i>	0,087	0,114	0,006	0,296	0,035	0,028**	0,130	0,000***	0,039	0,229
<i>DJUR</i>	-0,026	0,731	-0,001	0,242	-0,046	0,215	-0,003	0,595	-0,015	0,779
<i>DPRO</i>	0,011	0,307	0,004	0,422	0,006	0,470	0,001	0,899	0,025	0,118
(2)										
<i>Constante</i>	-0,001	0,879	-0,001	0,932	0,004	0,605	0,004	0,771	0,000	0,985
<i>DINF</i>	0,004	0,931	0,006	0,204	0,002	0,914	0,120	0,0001***	0,002	0,974
<i>DJUR</i>	0,068	0,273	-0,001	0,866	0,022	0,542	0,000	0,947	0,036	0,625
<i>DPRO</i>	0,014	0,118	0,003	0,496	0,010	0,0333**	-0,003	0,619	0,019	0,246
<i>COMM</i>	-0,802	0,005***	-0,299	0,017**	-0,500	0,011**	-0,210	0,098*	-0,379	0,324

Fonte: Rstudio.

Nota: * significativo a 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Para México e Uruguai a PPC se mostrou significativa no modelo que não considera o preço das *commodities* e para o Uruguai em ambos. As elasticidades obtidas foram de 0,028 e 0,13, respectivamente. O que seria esperado pela PPC pois, ao encarecer os preços domésticos (inclusive os comercializáveis) a competitividade externa diminui, pressionando para a desvalorização cambial. No entanto, se esperaria evidências também para os demais países. Tal disparidade pode estar relacionada ao peso relativo dos bens *non-tradables* na inflação e ao grau de diversificação produtiva das economias – maior no caso mexicano.

Através do segundo modelo percebe-se que a trajetória do índice de preço agregado de *commodities* no mercado internacional é significativo para explicar a taxa de câmbio do Brasil, Chile, México e Uruguai o que valida a hipótese de que

estes países apresentam suas moedas influenciadas pela cotação dos preços das *commodities* no mercado internacional, um caso de “*commodity currency*”. As elasticidades encontradas foram respectivamente de -0,8, -0,3, -0,5 e -0,2. Para a Colômbia, ambos os modelos não obtiveram resultados significativos.

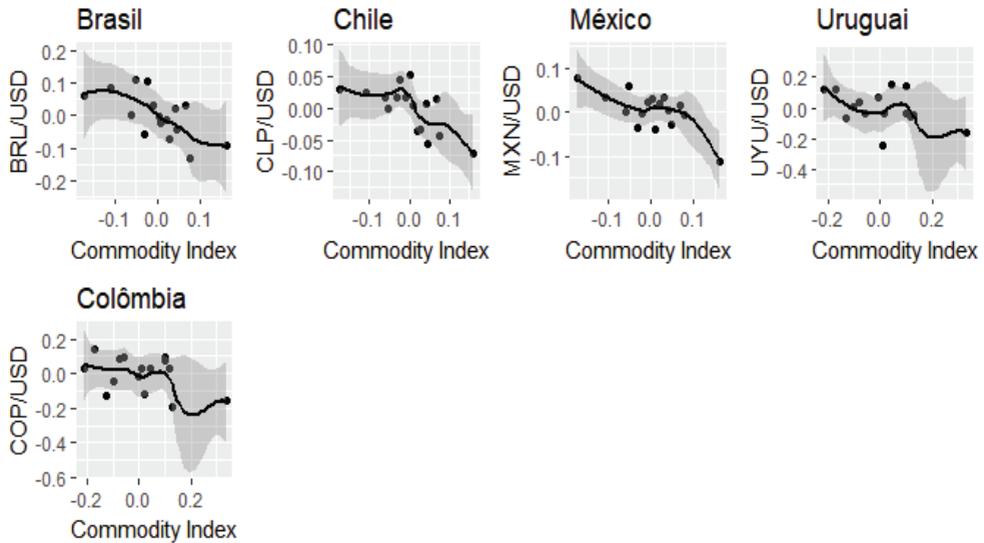


Figura 2 – Evolução da taxa de câmbio e índice agregado de *commodities* (1998-2016)

Fonte: Rstudio.

Nota: variáveis em segunda diferença.

A relação negativa entre a taxa de câmbio e o preço das *commodities* é clara para alguns países na Figura 2, mas é mais clara no caso brasileiro e chileno, com raras exceções, provavelmente em razão do período compreender duas grandes crises que afetaram os mercados emergentes (a “ponto com” em 1999 e a crise de 2008) e forçaram desvalorizações. A relação é menos clara no caso do Uruguai e ainda menos para a Colômbia.

Mesmo a Colômbia apresentando 10% do produto interno e aproximados 80% da pauta de exportação compostos pelas exportações de *commodities* a variação agregada desses preços não aparenta relação com sua taxa de câmbio. Outro país, como o Brasil, possui 6% do PIB atrelado as exportações de *commodities*, muito menor que Chile (21%), e apresenta maior sensibilidade do câmbio aos preços externos. Invalidando a segunda hipótese, através da regressão especificada, não há relação entre o peso do setor no PIB e a sensibilidade do câmbio à variação dos preços.

Algumas similaridades entre esses países quanto a trajetória ao longo da década de 2000 se relaciona ao forte crescimento da renda, redução dos níveis de pobreza e de desemprego e aumento do massa salarial em termos reais. Todos esses países também possuem um regime de câmbio flutuante - ou de flutuação suja durante momentos específicos - grau de abertura comercial e, principalmente, abertura da conta financeira consideráveis.

Em alguns requisitos há grandes diferenças o que pode estar por trás dos resultados e que sugere maior investigação. No caso do Uruguai, além de ser a menor economia entre as selecionadas, o relatório do Banco Mundial (2016b) aponta para o fato de o país ainda apresentar alto grau de dolarização da moeda – com circulação paralela de moeda nacional e dólar – o que é uma anomalia. No caso da Colômbia, que não apresentou nenhum coeficiente significativo, o Banco Mundial (2016a) aponta para a existência de um mercado de câmbio futuro pouco desenvolvido, distante da média Brasil, México e Chile os que detêm os maiores mercados.

O mercado de câmbio futuro pode ser um elo de transmissão para o mercado *spot* na medida que uma alta de preços das *commodities* leva a expectativas de valorização do câmbio futuro o que induz a entrada de divisas e, conseqüentemente, provoca valorização da moeda. Assim, a presença desse mercado e um grau de abertura financeira maior pode sugerir uma explicação à elasticidade maior e também a relação visualmente mais direta no sentido negativo entre o preço das *commodities* e a taxa de câmbio do Brasil, Chile e México.

Considerações finais

O trabalho se dedicou em analisar a relação entre os preços das *commodities* e a taxa de câmbio para um conjunto de países da América Latina que possuem nas exportações do setor parte fundamental da geração de renda interna. A literatura internacional sobre o tema já se encontra bastante consolidada e apresenta uma amplitude de métodos para abordagem do problema. No entanto, nenhum trabalho que se conheça tratou especificamente de países da América Latina com a abordagem metodológica proposta.

Além da hipótese sobre se a taxa de câmbio de países exportadores de *commodities* depende da cotação desses preços no mercado internacional, o trabalho verificou a hipótese se o peso das exportações no PIB de cada país influencia o grau dessa dependência. Em linha com Volkov e Yuhn (2016) tal hipótese não encontrou sustentação. Isto é, a sensibilidade da taxa de câmbio ao preço das *commodities* não

guarda relação com o peso do setor no PIB. Foi encontrada significância da Paridade Poder de Compra somente no caso do México e Uruguai – mas se observa que este último é uma economia dolarizada. Os testes de cointegração também estiveram em linha com a literatura, indicando existir uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Um resultado de imediato incomum foi que não se verificou significância do diferencial de juros, o que pode ter relação com o período considerado (1998-2016) em que, na média, as taxas de câmbio se apreciaram apesar da queda na taxa de juros. Talvez o uso da taxa de juros real fosse mais adequado. Trata-se de um período de forte ascensão dos preços das *commodities* no mercado internacional e de elevados saldos de exportação.

Algumas linhas de investigação se abrem para pesquisas futuras. Os controles de capitais e o grau de evolução do sistema financeiro local, em especial o mercado de câmbio, por exemplo, parecem ser essenciais para compreensão das diferenças obtidas, como enfatizam Chen e Lee (2014) e Volkov e Yuhn (2016). Os resultados obtidos aqui apontaram na mesma direção na medida que a elasticidade para o Brasil (-0,8) foi maior que dos demais países mesmo aquele possuindo uma estrutura produtiva mais diversificada. No entanto, os mecanismos através dos quais ocorre a transmissão do choque de preços das *commodities* para o câmbio corrente ainda não é claro. Além disso, algumas especificidades locais que poderiam condicionar a relação poderiam ser mais investigadas.

Notas

¹ Para uma análise mais completa das consequências da queda do preço do petróleo para os países dependentes da *commodity* e para os países desenvolvidos ver Hasmus (2014).

² Por questão de foco não se objetiva discutir a fundo o conceito bem como a existência de “doença holandesa” no Brasil. Tal teoria argumenta que a dependência excessiva de exportações de um único bem provoca valorização excessiva da taxa de câmbio e leva a necessidade de correções do déficit em transações correntes via aumento da dívida externa. A recorrente necessidade de poupança externa para o crescimento da renda leva, em um segundo momento, à desvalorizações forçadas do câmbio em conjunto a políticas internas de cunho contracionista. Essa literatura associa o desenvolvimento a um processo de transformação da estrutura produtiva que, por sua vez, se associa a diversificação e complexidade dos bens que compõem a pauta exportadora. Esse processo permitiria reduzir a necessidade de poupança externa para crescer. Para uma discussão mais a fundo ver BRESSER PEREIRA e GALA (2012).

³ O modelo foi estimado através do software R.

Referências

ARISE, A. **Purchasing power parity in ldcs: An empirical investigation.** Global Finance Journal, v. 22, n. 1, p. 56–71, 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.gfj-.2011.05.005>>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

BANCOMUNDIAL. **Colombia: systematic country diagnostic.** World Bank Group, 2015. Disponível em: <<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/23111>>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

BANCOMUNDIAL. **Uruguay: systematic country diagnostic.** World Bank Group, 2015. Disponível em: <<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/23107>>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

BRANCO, R. **Commodity currencies: um fenômeno real no brasil?** Revista de Economia Contemporânea, v. 20, n. 1, p. 92–112, 2016. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1415-98482016000100092&script=sci_abstract&tlng=pt. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

BRESSER PEREIRA, L; GALA, P. **O novo desenvolvimentismo e apontamentos para uma macroeconomia estruturalista do desenvolvimento.** In: OREIRO, J.; DE PAULA, L. F; BASÍLIO, F. Macroeconomia do Desenvolvimento: Ensaio sobre Restrição Externa, Financiamento e Política Macroeconômica. 2012. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/papers/2012/432-Novo-Desenvolvimentos-e-Apontamentos.pdf>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

CHEN, Y.; LEE, D. **What makes a commodity currency?** Working Papers, v. 40, n. 3, 2014. Disponível em: <http://economics.ucr.edu/repec/ucr/wpaper/201420.pdf>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

CLEMENTS, K.; FRY, R. **Commodity currencies and currency commodities.** Science Direct, v. 33, p. 55–73, 2008. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301420708000159>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

DIWAN, I. **The middle east's oil-price problem.** Project Syndicate, 2018. Disponível em: <<https://www.project-syndicate.org/commentary/middle-east-falling-oil-prices-byishac-diwan-2017-06>>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

EL-ERIAN, M. **Oil's uncertain comeback.** Project Syndicate, 2018. Disponível em: <<https://www.project-syndicate.org/commentary/opec-oil-price-shaky-recovery-byimohamed-a-el-erian-2018-01>>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

GOSH, S. **Examining crude oil price - exchange rate nexus for india during the period of extreme oil price volatility.** Applied Energy, v. 88, n. 5, p. 1886–1889, 2011. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/227413396_Examining_crude_oil_price_-_Exchange_rate_nexus_for_India_during_the_period_of_extreme_oil_price_volatility. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

HASMUS, J. **The economic consequences of global oil deflation.** The Counter Punch, 2014. Disponível em: <<http://www.telesurtv.net/english/opinion/The-Economic-Consequences-of-Global-Oil-Deflation-20141205-0031.html>>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

O'NEILL, J. **The abnormality of oil.** Project Syndicate, 2017. Disponível em: https://www.project-syndicate.org/commentary/oil-prices-in-2018-by-jim-o-neill-2017-11?a_la=english&d=5a12ec2f78b6c75d1079dbf8a_m=a_a=click&s=a_p=homepage&li=oilprices-in-2018-by-jim-o-neill-2017-11&pa=curated&ps=secondary-articles>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

ROSSI, P. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil: teoria, institucionalidade, papel da arbitragem e da especulação.** FGV Editora, 2016. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

RUGOFF, K.; CHEN, Y. **Commodity currencies and empirical exchange rate puzzles.** DNB Staff Reports, v. 76, n. 3, 2002. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Commodity-Currencies-and-Empirical-Exchange-Rate-Puzzles-15638>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

VERÍSSIMO, M.; XAVIER, C.; VIEIRA, F. **Taxa de câmbio e preços de commodities: uma investigação sobre a hipótese da doença holandesa no brasil.** Revista EconomiA, v. 13, n. 1, p. 93–130, 2012. Disponível em: http://www.anpec.org.br/revista/vol13/vol13n1p93_130.pdf. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

VOLKOV, N.; YUHN, K. **Oil price shocks and exchange rate movements.** Global Finance Journal, v. 31, p. 18–30, 2016. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1044028316301375>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

ZINI JÚNIOR, A. **Teoria da determinação da taxa de câmbio.** Revista brasileira de economia, v. 40, n. 3, p. 257–283, 1985. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/370>. Acesso em: 15 de fevereiro de 2018.

Anexo

Tabela 3 – P-valor do teste de Phillips Perron: hipótese nula de raiz unitária

Variáveis	Brasil	Chile	México	Uruguai	Colômbia
	Após 2 diferenças	Após 2 diferenças	Após 2 diferenças	Após 3 diferenças	Após 3 diferenças
Câmbio Nominal	0,066	0,088	0,050	0,030	0,031
DINF	0,021	0,085	0,044	0,045	0,045
DJUR	0,046	0,020	0,071	0,052	0,100
DPRO	0,078	0,010	0,045	0,010	0,010
COMM	0,017	0,017	0,017	0,017	0,017

Fonte: Rstudio.

Tabela 4 – Estatística do traço do teste de Johansen para cointegração: hipótese nula de cointegração

Vetores de Cointegração	Brasil				Chile				México			
	Teste	10pct	5pct	1pct	Teste	10pct	5pct	1pct	Teste	10pct	5pct	1pct
r<=4	4,13	7,52	9,24	12,97	4,13	7,52	9,24	12,97	4,13	7,52	9,24	12,97
r<=3	20,17	17,85	19,96	24,6	20,17	17,85	19,96	24,6	20,17	17,85	19,96	24,6
r<=2	40,04	32	34,91	41,07	40,04	32	34,91	41,07	40,04	32	34,91	41,07
r<=1	70,34	49,65	53,12	60,16	70,34	49,65	53,12	60,16	70,34	49,65	53,12	60,16
r=0	123,84	71,86	76,07	84,45	123,84	71,86	76,07	84,45	123,84	71,86	76,07	84,45

Vetores de Cointegração	Uruguai				Colômbia			
	Teste	10pct	5pct	1pct	Teste	10pct	5pct	1pct
r<=4	3,67	7,52	9,24	12,97	4,31	7,52	9,24	12,97
r<=3	14,52	17,85	19,96	24,6	12,74	17,85	19,96	24,6
r<=2	38,12	32	34,91	41,07	38,04	32	34,91	41,07
r<=1	66,4	49,65	53,12	60,16	76,38	49,65	53,12	60,16
r=0	181,93	71,86	76,07	84,45	161,28	71,86	76,07	84,45

Fonte: Rstudio.

Tabela 5 – P-valor do teste de Shapiro Wilk para normalidade dos resíduos: hipótese nula de distribuição normal

País	p-valor
Brasil	0,994
Chile	0,416
México	0,154
Uruguai	0,094
Colômbia	0,623

Fonte: Rstudio.