Insper

Ciências Econômicas

Bernardo Parreira Brandão

O poder explicativo das curvas de juros na movimentação da taxa de câmbio dos países latino-americanos

São Paulo

2019

Bernardo Parreira Brandão

O poder explicativo das curvas de juros na movimentação da taxa de câmbio dos latino-americanos

Tese de Conclusão de Curso apresentado ao programa de Graduação em Economia como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Economia

Orientador: Prof. Ricardo Humberto Rocha

São Paulo

2019

Bernardo Parreira Brandão

O poder explicativo das curvas de juros na movimentação da taxa de câmbio dos latino-americanos

Tese de Conclusão de Curso apresentado ao programa de Graduação em Economia como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Economia

Orientador: Prof. Ricardo Humberto Rocha

Banca Examinadora

_____

Dr. Ricardo Humberto Rocha

Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa

_____

Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo

Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa

São Paulo

2019

Resumo

O presente trabalho apresenta e quantifica, via parâmetros de Nelson-Siegel, além de outras ferramentas estatísticas que as relações entre as curvas de juros de países latino-americanos e dos Estados Unidos são fontes robustas para auferir movimentações de câmbio futuras entre o mesmo par de moedas. Utilizando dados de 2007 até o final de 2018, é explicado que o período o qual engloba a grande crise financeira de 2008 apresenta dinâmicas diferentes do usual e, portanto, prefere-se não utilizar tal período nas análises feitas afim de evitar possíveis vieses. O trabalho sugere que maiores divergências no parâmetro de nível entre latino-americanos-Estados Unidos afere em apreciação da moeda emergente frente ao Dólar. A maior inclinação relativa das curvas também afere a apreciação do par de moedas e a curvatura se mostra menos intuitiva haja vista que se comporta de maneira singular para cada país. Ainda, os resultados são suportados pela teoria neo-keynesiana e inferem que a relação do parâmetro de nível é o mais robusto dentre parâmetros de Nelson-Siegel para explicar tais relações entre juros e câmbio.

Palavras-chave: Nelson-Siegel. Curva de Juros. Câmbio

Abstract

This paper presents and quantifies via Nelson-Siegel parameters and other statistical methods that the relations between the yield curves of Latin American countries and the United States are robust sources to infer future exchange rate movements between the respective currency pair. Using data from 2007 to the end of 2018, it is also explained that the period which encompasses the great financial crisis of 2008 presents different dynamics than usual and, therefore, it is better not to use such period in order to avoid possible biases. The paper suggests that greater divergences in the Latin American-US level parameter bodes well to an appreciation of the emerging currency against the US dólar. Higher the relative slope between curves also infers to an appreciation of the emerging Market currency. At last, the curvature is less intuitive given its unique behavior for each country. Moreover, the results are supported by neo-Keynesian theory and infer that the level parameter relationship is the most robust among Nelson-Siegel parameters to explain Exchange rate-interest rates relationships.

Keywords: Nelson-Siegel. Yield Curves. Exchange rates.

Sumário

1. Introdução **7**

2. Revisão Bibliográfica **9**

3. Metodologia **11**

3.1 Descrição dos dados coletados 11

3.2 Estimação dos fatores de Nelson-Siegel 12

3.3 Escolhendo quais são os melhores estimadores para cada país 14

3.4 Estabelecendo as relações entre a curva norte americana e seus pares emergentes 17

3.5 Quantificação do poder explicativo entre as curvas e movimentação da taxa de câmbio 22

4. Análise dos resultados **26**

5. Considerações Finais **28**

Referências **29**

Apêndice A **31**

Apêndice B **35**

Apêndice C **41**

1. Introdução

Moedas de mercados emergentes são influenciadas por suas próprias curvas de juros e de mercados desenvolvidos? Este trabalho tem como finalidade responder tal pergunta e quantificar as dinâmicas de tal efeito.

Essa pergunta emerge por dois principais motivos, câmbio e juros são as duas maiores âncoras dos produtos comercializados no mercado financeiro. Além disso, maiores juros se tornam atrativos para especuladores conseguirem maiores retornos para suas carteiras. Esses retornos, por exemplo, podem vir através da estratégia de “carry-trade”. Tal movimento é uma estratégia na qual o especulador se aproveita de juros atrativos em um país específico para gerar maiores ganhos, gerando exposição cambial, mas ao mesmo tempo obtendo de um maior retorno da taxa de juros, sendo essa uma estratégia muito comum no mercado cambial.

Nessa estratégia, o investidor aplica nos juros do país com maior taxa e toma emprestado a mesma quantia no país que tem a menor taxa. A moeda com menor taxa de juros é chamada de moeda de “funding” visto que foi tomado empréstimos com os juros deste país.

De acordo com a teoria econômica tradicional, existiria, em tese, uma depreciação cambial na moeda com maior carrego de tal forma que anularia ganhos adicionais e manteria o mercado em equilibro. No entanto, empiricamente no curto prazo, as moedas não tendem a performar mal mediante a um aumento de taxa de juros, pelo contrário, surgindo então o que chamam de paradoxo da paridade descoberta de juros (PDJ). Este paradoxo apresenta também uma literatura muito vasta que, no entanto, não será abordada no presente trabalho.

Este estudo, com base no trabalho e resultados de Chen e Tsang (2013) compara as curvas de juros entre mercados emergentes da América Latina em relação à curva de juros americana tentando explicar a movimentação da taxa de câmbio dos respectivos pares de moedas.

No trabalho de Chen e Tsang, utiliza-se a comparação entre mercados maduros, mas, a escolha do presente trabalho de analisar países emergentes contra os Estados Unidos tenta capturar melhor a dinâmica de agentes especuladores haja vista que, usualmente, em estratégias de “carry-trade” são escolhidos países com taxas de juros consideravelmente mais altas. Sendo assim, justificado a presença de mercados emergentes.

Por outro lado, as moedas de funding utilizadas tendem a ser o Euro ou o Dólar americano, pois ambas obtêm de maior liquidez, fator necessário para essas operações. Portanto, o USD foi utilizado como moeda de funding haja vista que o Estados Unidos é hoje o maior parâmetro de comparação no mundo financeiro, detém da maior liquidez entre moedas e seus ativos, especificamente o tesouro americano, que é considerado como “safe-heaven asset”, ou seja, é considerado como ativo livre de risco.

O trabalho a seguir se utiliza dos parâmetros de Nelson-Siegel para obter uma versão parcimoniosa da curva de juros de cada país. Esse tipo de abordagem foi utilizada extensivamente na literatura para explicar efeitos de mudanças na curva de juros nos mais diversos tipos de indicadores econômicos como: inflação, atividade, solvência fiscal, etc.

Esse estudo propõe que o “carry” da moeda, ou seja, o nível da taxa de juros, é fator determinante para explicar a movimentação da taxa de câmbio em países emergentes. Para isso, foram coletados dados entre 2007 e 2018 de diversos países da américa, especificamente Brasil, Chile, Colômbia e México. A escolha de tais países é feita tendo em vista o mínimo de desenvolvimento e liquidez nos mercados de futuro/swap.

Deste modo, os dados foram retirados da Bloomberg das curvas de DI (Brasil), CLPxCAMARA (Chile), IBR (Colômbia) e TIIE (México). Foram também coletados os dados da taxa de câmbio desses países contra o Dólar americano. Em suma, USDBRL, USDCLP, USDCOP e USDMXN. Por fim, são coletados dados da curva de swaps dos Estados Unidos para ser comparadas às dos países emergentes.

Como já explorado pela literatura, existem trabalhos os quais expõe que, de fato, existe informação na curva de juros para explicar o comportamento das taxas de câmbio. Tal acontecimento deriva do fato que os agentes precificam suas expectativas econômicas em cada ponto da curva em si. Exemplificando, elementos ligados a política monetária podem ser extraídos da parte curta da curva e com isso elementos que são considerados nas decisões de política monetária, sendo os principais, atividade e inflação. Se existe a presença de um grande hiato na economia e atividade se encontra abaixo dos níveis potenciais, o banco central local estará inclinado a prover estímulo monetário, ou seja, abaixando suas taxas de juros e isso será incorporado na curva. Isso se combina ao mercado cambial uma vez que

a atividade econômica fraca é usualmente acompanhada por uma depreciação da moeda local no curto prazo.

2. Revisão da Literatura

No artigo Jeffrey A.Frankel (1979) o autor explora os conceitos do paradoxo da paridade coberta de juros. No trabalho mencionado, Frankel aborda dois tipos de teoria, a de Chicago e a Keynesiana, sendo a segunda inferindo preços rígidos no curto prazo.

Neste estudo, Frankel encontra evidências de que no curto prazo, a taxa de juros é de fato negativamente relacionada à taxa de câmbio, contrariando a teoria clássica. Contudo, no longo prazo a taxa de juros é positivamente relacionada à taxa de câmbio, de acordo com a teoria clássica. Além disso, o autor encontra evidências de que o diferencial de inflação é fator crucial para a dinâmica, se o diferencial de inflação for baixo o paradoxo acontece no curto prazo, caso contrário a teoria clássica se apresenta correta em todos os períodos.

No artigo de Chen and Tsang (2013), os autores encontram evidências de que variações cambiais são explicadas pelas informações na curva de juros sobretudo para horizontes mais curtos de tempo. Todavia, tal análise foi feita sobre a ótica de países desenvolvidos, dado que o diferencial entre a curva de juros entre diversos países e a curva da Treasury americana é extremamente relevante para a alocação de portfólio entre agentes no mundo inteiro.

De acordo com Hannan (2017), o diferencial de taxas de juros e o apetite por risco dos investidores são fatores chave para mover fluxos de capital para dentro ou para fora de mercado emergentes. Deste modo, acredito que o approach a ser utilizado funcionará para os países latino americanos quando comparados aos Estados Unidos. Ainda, o autor menciona uma tática muito aplicada na formação de portfolios que engloba adentrar em posição compradas em moedas não estadunidenses contra o dólar americano em momentos que a taxa de juros global está alta em relação à taxa de juros norte americana e vice-versa.

Esses fluxos financeiros em direção a territórios com maiores taxas de retorno afetam também a taxa cambial, adentrando no paradoxo da UIP (Uncovered Risk

Parity). Ames, Bagnarosa and Peters (2017) atestam que existe de fato a violação da paridade descoberta de juros e que seus efeitos são maximizados por causa dos especuladores que utilizam a estratégia do “carry-trade”.

O trabalho de Dreher, Gräb e Kotska (2018) evidencia que estratégias as quais levam em consideração mais do que apenas o “carry” da moeda são eficientes quando se utiliza o índice de Sharpe e mostra que é necessária à estimação da curva como um todo e não somente do nível da taxa são importantes para demonstrar os efeitos de mudanças nas expectativas nos juros em relação à taxa de câmbio.

Ao analisar os trabalhos de Cochrane and Piazzesi (2005, 2009), é visível que, assim como esperado, a curva de juros tem um forte e modelável poder de sinalização futura, tanto para a taxa de juros quanto para o prêmio de risco. De modo que ambas não são estáticas e mudam com a chegada de novas informações, de modo que seja notável que a curva se adequa às expectativas dos agentes, da mesma forma que outros ativos financeiros. Provando que uma estimação temporal da taxa de câmbio pela curva de juros tem um racional bem fundamentado.

Já no trabalho de Diebold and Li (2006), notamos que os próprios fatores de nelson-siegel conseguem extrair informações suficientes para que estime comportamentos da curva de juros no futuro e evidenciam uma metodologia prática e parcimoniosa de estimação para os fatores de Nelson-Siegel. Seguido por Diebold, Aruoba and Rudebusch (2006), que incorporaram variáveis macroeconômicas para sugerir a movimentação e comportamento da curva de juros via fatores de Nelson-Siegel. Com isso, notamos que os fatores de Nelson-Siegel são bons instrumentos que incorporam bem dados macroeconômicos diversos e serão ferramentas robustas para a visualização da movimentação da taxa de câmbio em relação aos juros.

Ao analisar o trabalho feito por Stavrakeva e Tang (2016) são encontradas evidências de que durante o período da última grande crise financeira mundial, as dinâmicas de movimentação cambial não se apresentaram em linha com a fundamentações macroeconômicas ou históricas. Ainda, que o dólar americano mostrou constante apreciação por efeitos de aversão ao risco e ajuste de expectativas para a inflação futura dentro dos Estados Unidos. Portanto, justificando

as duas amostras distintas propostas dentro deste presente trabalho para se fazer a análise.

3. Metodologia

A metodologia do seguinte estudo requer quatro passos fundamentais após a coleta e tratamento dos dados mencionados, que serão precisamente explicados posteriormente. Tais passos se dividem em: **i)** estimar os fatores de Nelson-Siegel para cada uma das datas necessárias; **ii)** visualizar quais são os melhores estimadores para cada país; **iii)** estabelecer a relação entre as curvas norte-americana e de seus pares emergentes; **iv)** regredir a variação cambial dos pares por suas relações entre curvas.

As regressões foram separadas em duas amostras diferentes, aquelas que englobam o período da última grande crise (2007 - 2018), a crise dos sub-primes em 2009, e período pós 2011 (2011 – 2018) que considera o retorno de uma dinâmica saudável entre mercados maduros e emergentes.

3.1 Descrição dos dados coletados

Os dados coletados, como mencionado anteriormente, foram adquiridos via software Bloomberg. A amostra dos dados varia de país para país por motivos de escassez. No entanto, todas as amostras apresentam periodicidade mensal e são retiradas com o preço de fechamento do último dia útil do mês.

Para o Brasil, foram escolhidos os contratos de 1 dia, 1, 3, 6, 9, 12, 18, 24, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108 e 120 meses. Os dados vão de fevereiro de 2007 até dezembro de 2018, totalizando 143 observações.

Já para o Chile, foram escolhidos os contratos de 1 dia, 3, 6, 9, 12, 24, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108, 120, 180 e 240 meses. Os dados coletados vão de maio de 2007 até dezembro de 2018, totalizando 140 observações.

A Colômbia por sua vez, tem a amostra mais restritiva, foram escolhidos os contratos de 1 dia, 1, 3, 6, 9, 12, 24, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108 e 120 meses. Os dados coletados vão de junho de 2011 até dezembro de 2018, totalizando 91 observações.

O México apresenta dados a partir de janeiro de 2008 até dezembro de 2018, totalizando 132 observações. Foram escolhidos os contratos de 1 dia, 1, 3, 6, 9, 12, 24, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 120, 180, 240 e 360 meses. Vale ressaltar, os dados de México são posteriores à transição do sistema de “Corto”, implementado pelo Banco Central do México (Banxico) entre setembro de 1995 e dezembro de 2007, e o sistema com definição da taxa de juros overnight.

Por fim, os dados dos Estados unidos vão de janeiro de 2007 até dezembro de 2018, totalizando 144 observações. Os contratos escolhidos foram os de 1 dia, 3, 6, 9, 12, 18, 24, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108, 120, 180, 240 e 360 meses.

No que tange os dados de câmbio, foram recolhidos a taxas spot para USDBRL, USDCLP, USDCOP e USDMXN, também para o último dia útil do mês. Os dados são mensais e a amostra contempla 144 observações, iniciando em janeiro de 2007 e finalizando em dezembro de 2018.

3.2 Estimação dos fatores de Nelson-Siegel

Para que exista uma maior proximidade com a metodologia sugerida por Charles Nelson e Andrew Siegel em Parsiomonius Modeling of Yield Curves (1987), farei uma breve explicação do intuito e as funcionalidades deste equacionamento.

A curva de juros é basicamente uma interpolação suave entre contratos com diferentes vencimentos no tempo. Exemplificando, é possível que exista em vigência apenas contratos com vencimentos para 1 e 2 anos. No entanto, com a interpolação é possível visualizar o preço teórico de um contrato com vencimento em 1 ano e meio. A equação apresentada no trabalho de Nelson e Siegel nada mais é que uma maneira sofisticada e precisa para interpolação de uma curva de juros. Assim como técnicas como cubic spline e Nelson-Siegel-Svensson.

A equação de Nelson-Siegel é ideal para tal tipo de estudo pois oferece uma maneira parcimoniosa de retratar uma curva de juros inteira a partir de quatro parâmetros principais: o parâmetro $\beta 1$, que representa o nível da curva de juros; o parâmetro $\beta 2$, que representa o grau de inclinação dessa curva; o parâmetro $\beta 3$ que representa o grau de aceleração da curva; por fim o parâmetro λ, que mostra o grau de decaimento (persistência) que a curva apresenta. O parâmetro τ representa

meramente o período entre hoje e o vencimento do contrato. De modo a finalizar a seguinte equação:

$$y(\tau) = \beta 1 + \beta 2\left(1 - \frac{e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau}\right) + \beta 3\left(1 - \frac{e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau}\right) \quad (1)$$

Levando em consideração que será feita uma série histórica que represente os parâmetros, ela será melhor representada por:

$$y_t(\tau) = \beta 1_t + \beta 2_t\left(1 - \frac{e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau}\right) + \beta 3_t\left(1 - \frac{e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} - e^{-\lambda_t\tau}\right) \quad (2)$$

Fornecendo uma melhor explicação sobre a intuição destes parâmetros, o parâmetro de nível (β1) se adequa ao nível de juros usual do país, sabendo que a curva de juros é uma interpolação entre contratos, podemos economicamente intuir o nível que seria patamar de juros estrutural quando somado ao prêmio de risco do país. A inclinação (β2), pode ser tanto positiva quanto negativa, ela nos dá uma melhor visão das decisões de políticas monetárias, sabendo que a literatura econômica toma como base que a conversão de juros no longo prazo é sempre em direção ao seu patamar neutro. A curvatura (β3) por sua vez, é uma espécie de segunda derivada, no qual verifica a aceleração da transição entre a política monetária atual e seu nível de longo prazo, podendo ser gradativa ou acelerada.

A obtenção desses parâmetros é feita via mínimos quadrados ordinários (MQO) de modo que minha variável dependente são os valores dos contratos retirados da curva e minhas variáveis explicativas são os fatores que multiplicam os parâmetros. Logo, os valores estimados serão os betas, sendo β1 o intercepto, β2 o parâmetro associado ao fator $\left(1 - \frac{e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau}\right)$ e β3 o parâmetro associado ao fator $\left(1 - \frac{e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau}\right)$ que podem ser vistos nas equações 1 e 2. Deixando mais claro, segue o exemplo (Quadro 1):

Quadro 1: Exemplificação das regressões para extração dos betas

Vencimento do contrato	Variável Dependente	Variável explicativa 1	Variável explicativa 2
Contrato com vencimento em 1 mês	$DI_{2007M02}(\tau = 1)$	$\left(1 - \frac{e^{-\lambda*1}}{\lambda * 1}\right)$	$\left(1 - \frac{e^{-\lambda*1}}{\lambda * 1} - e^{-\lambda*1}\right)$
Contrato com vencimento em 3 meses	$DI_{2007M02}(\tau = 3)$	$\left(1 - \frac{e^{-\lambda*3}}{\lambda * 3}\right)$	$\left(1 - \frac{e^{-\lambda*3}}{\lambda * 3} - e^{-\lambda*3}\right)$
...	...	...	...
Contrato com vencimento em 10 anos	$DI_{2007M02}(\tau = 120)$	$\left(1 - \frac{e^{-\lambda*120}}{\lambda * 120}\right)$	$\left(1 - \frac{e^{-\lambda*120}}{\lambda * 120} - e^{-\lambda*120}\right)$

Fonte: Formatação própria.

3.3 Escolhendo quais são os melhores estimadores para cada país

O processo de escolha dos estimadores depende do fator λ. Executando a extração dos parâmetros de Nelson-Siegel, podemos estimar qual o melhor λ para cada ponto no tempo. No entanto, como descrito em Forecasting the Term Structure of the Government (2006), estimações com um parâmetro λ fixo trás não somente maior simplicidade, mas melhor computação numérica.

Com isso, nos deparamos com mais um problema: qual o melhor valor possível para este parâmetro λ? De acordo com o trabalho de Diebold e Li (2006), o parâmetro ótimo seria 0,0609. Valor este que maximizaria as variáveis X no horizonte de 30 meses.

O presente trabalho propõe outra metodologia, propõe-se que sejam feitas diversas regressões para o mesmo período no tempo. Com isso, verifica-se para qual valor de λ apresenta-se o melhor estimador de máxima verossimilhança. O estudo faz para cada ponto no tempo estimações com λ variando de 0,01 em 0,01, até um total de 0,20. Ou seja, para cada ponto no tempo de cada curva são feitas 20 regressões. Sendo bem representado abaixo:

$$y_t(\tau) = \beta 1_t + \beta 2_t \left(1 - \frac{e^{-0,01\tau}}{0,01\tau}\right) + \beta 3_t \left(1 - \frac{e^{-0,01\tau}}{0,01\tau} - e^{-0,01\tau}\right)$$

$$y_t(\tau) = \beta 1_t + \beta 2_t \left(1 - \frac{e^{-0,02\tau}}{0,02\tau}\right) + \beta 3_t \left(1 - \frac{e^{-0,02\tau}}{0,02\tau} - e^{-0,02\tau}\right)$$

.

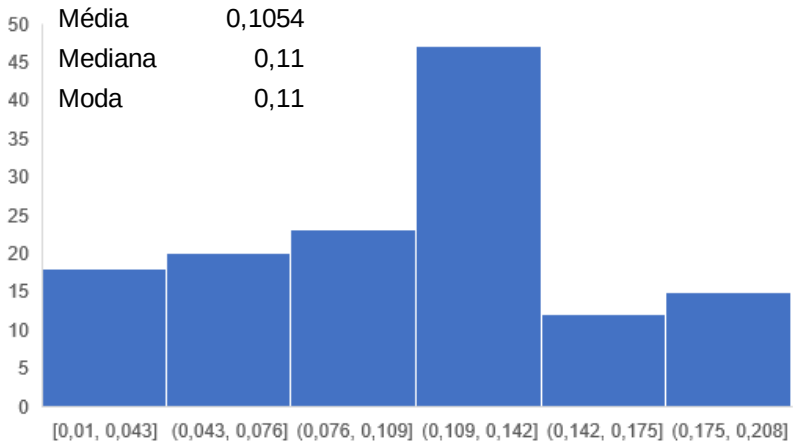
.

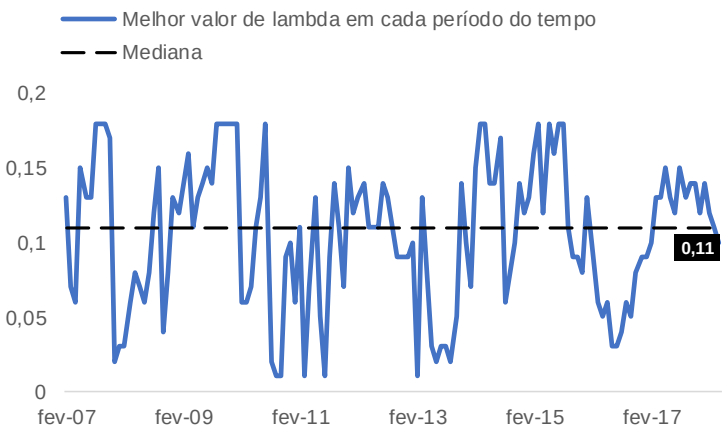
.

$$y_t(\tau) = \beta 1_t + \beta 2_t \left(1 - \frac{e^{-0,30\tau}}{0,30\tau}\right) + \beta 3_t \left(1 - \frac{e^{-0,30\tau}}{0,30\tau} - e^{-0,30\tau}\right)$$

Adiante, é formada uma série histórica com o melhor valor de λ em cada tempo t da amostra. É feito em seguida uma análise subjetiva observando a média, mediana e a moda de cada série e então escolhido o parâmetro λ ser fixado. Exemplificando, no caso do Brasil, foi escolhido o λ = 0,11.

Gráficos 1 e 2: Histograma e histórico dos valores de λ que representam o estimador de máxima verossimilhança





Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria

Os resultados são encorajadores e a diferença na precisão das estimações é notável (Quadro 2).

Utilizando essa mesma abordagem os valores de λ escolhidos para Chile, Colômbia, México e Estados Unidos foram 0,11; 0,08; 0,08 e 0,06 respectivamente.

Para demonstrar a melhora no método de estimação irei comparar os parâmetros estimados com os “betas teóricos”, também explicados no texto de Diebold e Li (2006). O β1, como dito anteriormente, se assemelha ao juro neutro daquela economia, dado a teoria indica que no longo existe uma aproximação ao juro neutro, ele pode ser bem representado pelo contrato de maior vencimento da curva. Já o β2, que representa o grau de inclinação, observa a divergência entre os juros de longo prazo e ponto do ciclo monetário em que a economia se encontra.

Dado isso, ele pode ser bem representado pela subtração do contrato de maior vencimento da curva e o contrato com vencimento em 3 meses (boa proxy para observar o ponto do ciclo de política monetária). O β3 por sua vez, tem uma intuição menos didática. O parâmetro visualiza como será feita a transição do juro de curto para o de longo prazo. Se a curva tende a se mover mais rapidamente nos contratos de curto ou de longo prazo, sendo representado de melhor maneira pela multiplicação de um contrato de 2 anos (horizonte que já se acabam os efeitos de política monetária) e posteriormente a subtração do contrato de vencimento mais longo e a subtração do contrato com vencimento em 3 meses.

Quadro 2 – Correlação entre os parâmetros com diferentes λ estimados

	Brasil		**Chile**		**Colômbia**		**México**	
Valor do λ	0,06	0,11	0,06	0,11	0,06	0,08	0,06	0,08
Correlação entre Beta 1 da estimação e Beta 1 teórico	0,3868	**0,9596**	0,7255	**0,8812**	**0,9072**	0,8884	0,9759	**0,9802**
Correlação entre Beta 2 da estimação e Beta 2 teórico	0,8652	**0,9973**	**0,8953**	0,7520	0,9921	**0,9959**	**0,9944**	0,9917
Correlação entre Beta 2 da estimação e Beta 2 teórico	**0,8811**	0,7696	**0,6231**	0,4739	0,8586	**0,9207**	0,9908	**0,9949**

Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria

Como se pode ver pelo quadro 2, o resultado da estimação utilizando o conceito de máxima verossimilhança é notavelmente melhor no caso do Brasil.

Discutível no caso do Chile, e muito similar nos demais casos. A comparação não engloba os Estados Unidos dado que em ambos os casos o λ se apresenta igual a 0,06.

Visualmente conseguimos inferir que a precisão desses parâmetros é suficientemente boa para considerarmos como representatividade fiel da curva de juros (Apêndice A).

3.4 Estabelecendo as relações entre a curva norte americana e seus pares emergentes

Para utilizar uma abordagem similar à trabalhada em Chen e Tsang (2013) foi feita a comparação entre os parâmetros das curvas norte americana e os demais países emergentes sendo analisados. Com isso, é feita uma subtração simples entre o parâmetro do país emergente e o parâmetro americano.

A intuição dos parâmetros é fácil de compreender, se o parâmetro relativo de nível se apresentar positivo, os juros do país emergente são maiores que o dos estados unidos portanto, o “carry” da moeda emergente é positivo. Empiricamente, é esperado que a moeda aprecie no curto prazo dado que os juros se tornam atrativos para investidores externos e portanto, exista um fluxo financeiro de entrada, pressionando a moeda local com um aumento de demanda, apreciando-a.

Para o parâmetro relativo de inclinação, valores mais negativos significam uma curva mais inclinada do país emergente em relação à dos Estados Unidos. Usualmente curvas mais inclinadas indicam um maior nível de atividade acima do potencial. Visando uma repressão de pressões inflacionárias maiores, bancos centrais se utilizam de um aperto monetário para conter essas pressões. Portanto é esperado que valores maiores de inclinação levem à apreciação no curto prazo e depreciação no longo prazo.

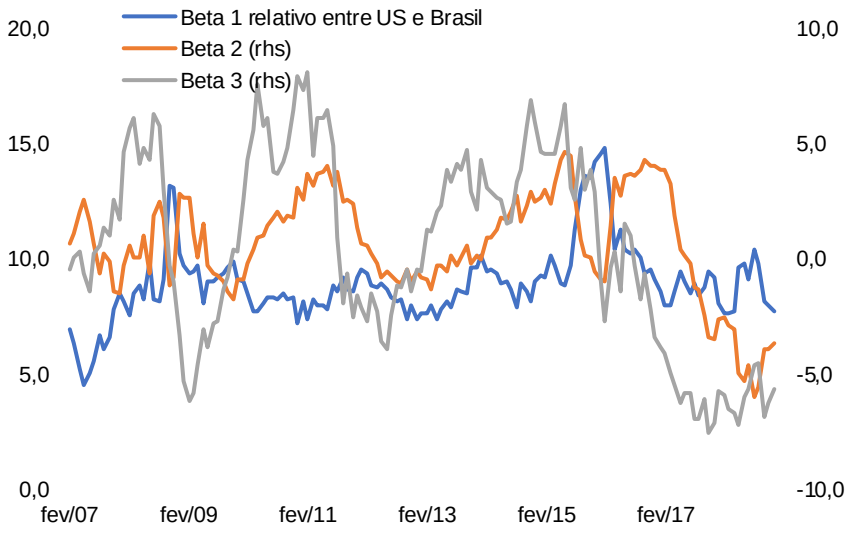
Por fim, a interpretação ao parâmetro relativo de curvatura, espera-se que níveis positivos mostrem que existe um grau de aceleração maior no país emergente em relação aos Estados Unidos. Ou seja, pressões inflacionárias estariam se mostrando mais fortes e o respectivo banco central deveria agir

rapidamente para evitar. Dado isso, espera-se que para valores mais altos de curvatura exista uma apreciação cambial no curto prazo e uma depreciação cambial em horizontes mais longos.

Como esperado, os valores para o parâmetro relativo de nível se mostraram sempre positivos para todos os países analisados, sinalizando um “carry” sempre positivo.

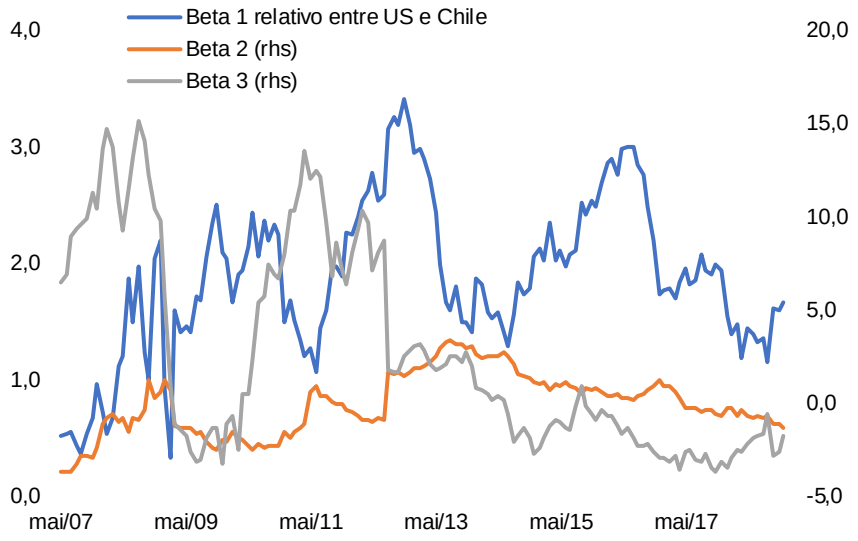
Quanto ao parâmetro relativo de inclinação visualizamos uma divergência entre os países. Dada a amostra, o Brasil teve historicamente uma inclinação menor que a dos Estados Unidos, isso pode ser justificado pelos períodos em que a curva do Brasil esteve invertida. A Colômbia por sua vez também apresentou uma média amostral acima de 0 em seu parâmetro relativo. Já México e Chile apresentaram inclinações maiores que a dos Estados Unidos de acordo com as amostras coletadas. Esses dados e inferências podem ser bem visualizados nos gráficos e tabelas a seguir:

Gráfico 3: Parâmetros relativos entre a curva brasileira e a estadunidense



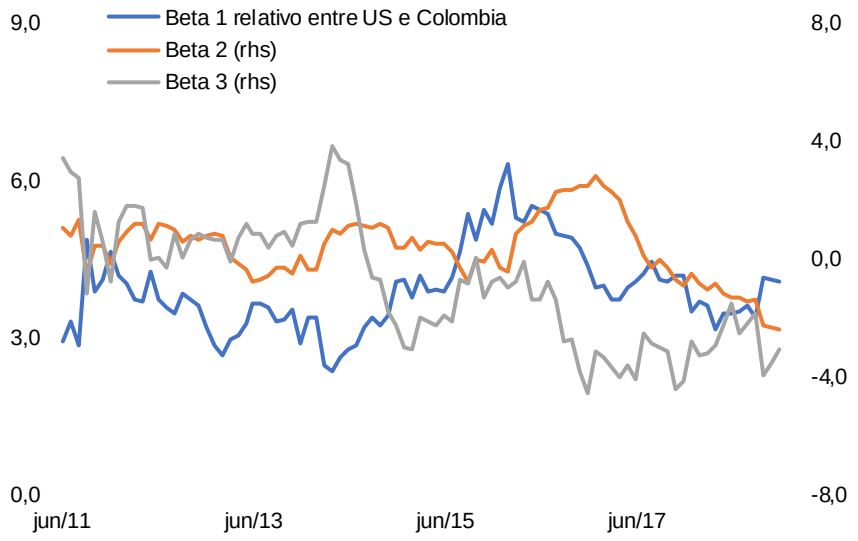
Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

Gráfico 4: Parâmetros relativos entre a curva chilena e a estadunidense



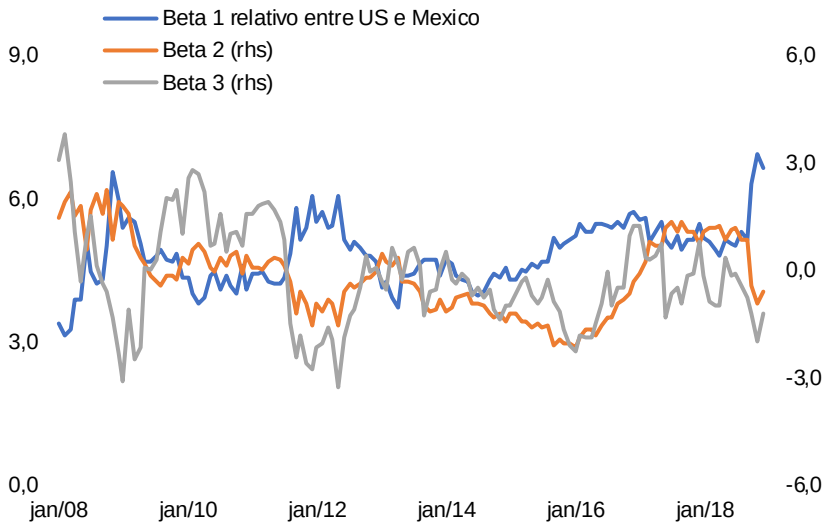
Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

Gráfico 5: Parâmetros relativos entre a curva colombiana e a estadunidense



Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

Gráfico 6: Parâmetros relativos entre a curva mexicana e a estadunidense



Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

Tabela 1: Análise descritiva dos dados

Tabela Descritiva dos dados										
a. Brasil	Lambda Utilizado	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Assimetria	Curtose	Observações	Período
β1	0,11	12,32	12,07	18,00	9,60	1,50	0,04	2,71	143	Fev/07 - Dez 2018
β2	0,11	-1,82	-1,83	3,06	-7,25	2,33	0,10	-0,26	143	Fev/07 - Dez 2018
β3	0,11	-1,85	-1,67	5,92	-8,15	3,59	0,87	-0,76	143	Fev/07 - Dez 2018
USDBRL	-	2,46	2,24	4,05	1,55	0,69	0,91	-0,65	180	Jan/07 - Dez 2018
b. Chile										
β1	0,11	5,29	5,18	7,05	4,20	0,73	-0,89	-0,63	140	Mai/07 - Dez 2018
β2	0,11	-2,63	-1,94	-0,01	-7,00	1,91	0,93	-0,32	140	Mai/07 - Dez 2018
β3	0,11	0,26	-2,06	15,08	-6,59	5,25	0,81	-0,37	140	Mai/07 - Dez 2018
USDCLP	-	565,61	547,76	711,71	435,24	70,92	0,52	-1,06	180	Jan/07 - Dez 2018
c. Colombia										
β1	0,08	6,70	6,69	8,04	5,21	0,58	-0,25	0,21	91	Jun/11 - Dez 2018
β2	0,08	-1,82	-2,09	1,41	-4,48	1,34	0,46	0,04	91	Jun/11 - Dez 2018
β3	0,08	-2,98	-2,96	-0,67	-5,45	1,21	0,05	-0,88	91	Jun/11 - Dez 2018
USDCOP	-	2315,33	2251,09	3292,90	1746,95	454,41	0,52	-1,07	180	Jan/07 - Dez 2018
d. México										
β1	0,08	7,93	7,96	10,04	5,89	0,85	0,18	-0,54	132	Jan/08 - Dez 2018
β2	0,08	-2,55	-2,82	0,08	-4,74	1,46	0,36	-1,22	132	Jan/08 - Dez 2018
β3	0,08	-3,12	-3,34	1,08	-7,22	1,96	0,12	-0,91	132	Jan/08 - Dez 2018
USDMXN	-	13,74	12,97	20,83	10,04	2,99	0,91	-0,44	180	Jan/07 - Dez 2018
e. Estados Unidos										
β1	0,06	3,80	3,81	5,87	1,40	1,19	-0,08	-1,27	144	Jan/07 - Dez 2018
β2	0,06	-2,24	-2,20	0,43	-4,90	1,38	-0,05	-0,90	144	Jan/07 - Dez 2018
β3	0,06	-1,83	-1,42	1,45	-5,64	1,78	-0,24	-1,00	144	Jan/07 - Dez 2018
f. Brasil - US relativo										
β1	-	8,86	8,67	14,81	4,45	1,64	1,14	3,37	143	Fev/07 - Dez 2018
β2	-	0,59	0,55	4,65	-6,10	2,29	-0,53	0,15	143	Fev/07 - Dez 2018
β3	-	0,38	0,40	8,10	-7,65	4,25	-0,18	-1,08	143	Fev/07 - Dez 2018
g. Chile - US relativo										
β1	-	1,86	1,86	3,41	0,31	0,67	-0,07	-0,18	140	Mai/07 - Dez 2018
β2	-	-0,16	-0,34	3,30	-3,84	1,66	0,04	-0,56	140	Mai/07 - Dez 2018
β3	-	2,51	0,35	15,13	-3,79	5,49	0,73	-0,88	140	Mai/07 - Dez 2018
h. Colombia - US relativo										
β1	-	3,89	3,75	6,28	2,32	0,80	0,64	0,27	91	Jun/11 - Dez 2018
β2	-	0,34	0,50	2,78	-2,43	1,11	-0,14	0,03	91	Jun/11 - Dez 2018
β3	-	-0,88	-0,83	3,79	-4,63	2,11	0,19	-0,85	91	Jun/11 - Dez 2018
i. México - US relativo										
β1	-	4,80	4,76	6,89	3,10	0,66	0,35	0,62	132	Jan/09 - Dez 2018
β2	-	-0,19	-0,22	2,19	-2,18	1,09	0,20	-0,79	132	Jan/09 - Dez 2018
β3	-	-0,24	-0,37	3,75	-3,30	1,38	0,32	-0,06	132	Jan/09 - Dez 2018

Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria.

Tabela 2: Correlação entre os parâmetros relativos

	BRL_β1	BRL_β2	BRL_β3	CLP_β1	CLP_β2	CLP_β3	COP_β1	COP_β2	COP_β3	MXN_β1	MXN_β2	MXN_β3	US_β1	US_β2	US_β3
BRL_β1	1,00														
BRL_β2	-0,10	1,00													
BRL_β3	0,17	0,46	1,00												
CLP_β1	0,27	-0,33	0,41	1,00											
CLP_β2	-0,22	0,25	-0,17	-0,71	1,00										
CLP_β3	0,10	0,21	0,31	0,27	-0,21	1,00									
COP_β1	0,73	0,03	0,21	-0,08	-0,15	-0,10	1,00								
COP_β2	-0,29	0,62	-0,15	-0,58	0,07	0,04	-0,32	1,00							
COP_β3	0,22	0,04	0,12	0,09	-0,16	0,47	-0,09	0,10	1,00						
MXN_β1	0,42	-0,42	-0,07	0,50	-0,57	0,26	0,44	-0,43	-0,14	1,00					
MXN_β2	-0,26	-0,07	-0,41	-0,40	0,26	0,25	-0,30	0,36	-0,19	-0,03	1,00				
MXN_β3	0,10	0,00	0,03	-0,02	-0,14	0,00	0,03	0,49	-0,23	0,18	0,55	1,00			
US_β1	0,52	-0,01	0,26	0,79	0,79	0,79	0,19	-0,77	-0,18	0,75	-0,20	0,07	1,00		
US_β2	-0,23	0,45	-0,10	-0,58	-0,58	-0,58	-0,10	0,57	0,03	-0,44	0,71	0,33	-0,10	1,00	
US_β3	0,20	0,42	0,03	-0,47	-0,47	-0,47	0,12	0,54	-0,05	-0,03	0,60	0,67	0,02	0,69	1,00

Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria.

3.5 Quantificação do poder explicativo entre as curvas e movimentação da taxa de câmbio

A quantificação da hipótese inicial foi feita de modo a tentar auferir se a movimentação e comparação das curvas de juros de dois países distintos eram significativas para explicar a movimentação cambial futura entre esse par de moedas. Para isso, foi utilizada a abordagem proposta por Chen e Tsang 2013, na qual se utiliza da seguinte equação:

$$\Delta S_{t+m} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}\beta_1 + \gamma_{2,t}\beta_2 + \gamma_{3,t}\beta_3 + \varepsilon_{t+m} \quad (3)$$

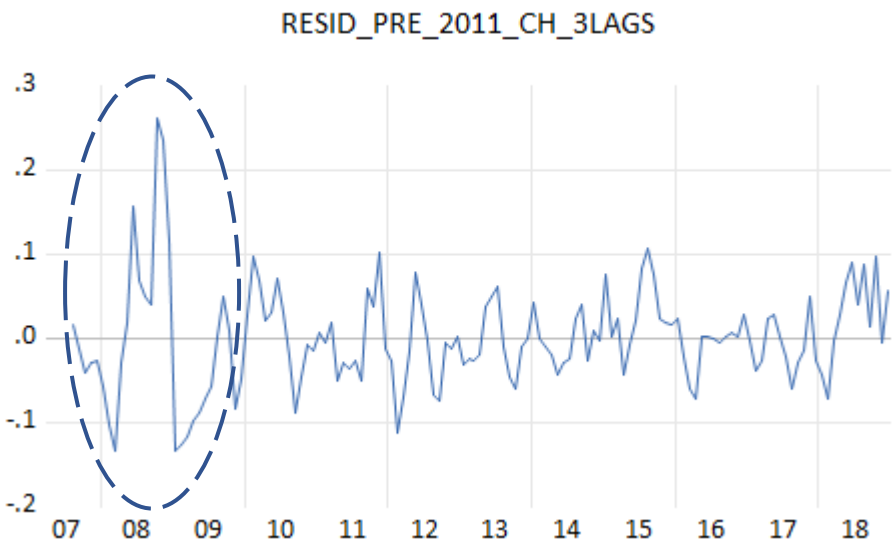
Na equação 3, a variável “m” representa os meses à frente na análise, S_{t+m} se dá pelo logaritmo natural da taxa de câmbio futura. Ou seja, S_{t+3} para o caso do Brasil seria o mesmo que log $Ln(USDBRL_{t+3})$. Além disso, como já comentado anteriormente β1 representa o parâmetro relativo de nível, β2 o parâmetro relativo de inclinação e β3 o parâmetro relativo de curvatura.

Como é sabido na literatura, o câmbio segue um passeio aleatório, ou seja, tem raiz unitário. Esse problema, no entanto, é solucionado na forma de estimação acima uma vez que estão sendo trabalhadas na diferença, portanto as variações (Δ) não têm raiz unitária. Já para as variáveis explicativas, foram feitos testes ADF (Dickey-Fuller aumentado) para verificar a não estacionariedade das séries e os resultados atestam que, a 10% de significância, todas as séries não têm raiz unitária (Apêndice B).

Não há a necessidade de testes de endogeneidade para as estimações uma vez que as variáveis explicativas estão em lags diferentes da variável dependente. Portanto, não há a possibilidade de endogeneidade.

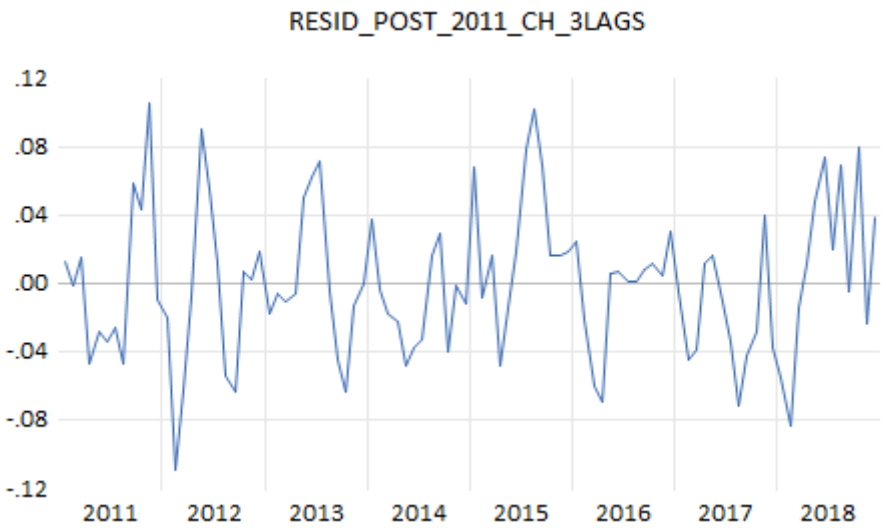
Por fim, é feita uma análise de homocedasticidade para os resíduos de cada regressão afim de garantir que as estimações estão próximas ao valor da população. Para as estimações que englobam o período da crise de 2008, foram encontrados erros heterocedásticos que apresentavam maior variância no período entre 2008 e 2009 como exemplificam os gráficos 7 e 8. Os resultados dos testes estão dispostos no Apêndice C.

Gráfico 7: Resíduos da estimação referente ao Chile englobando o período de crise financeira.



Fonte: Bloomberg LLP, formatação utilizando o software Eviews11.

Gráfico 7: Resíduos da estimação referente ao Chile englobando apenas o período pós crise financeira.



Fonte: Bloomberg LLP, formatação utilizando o software Eviews11.

As estimações foram feitas em duas janelas, uma que engloba o período da última grande crise mundial e outro nos quais seus efeitos já foram diluídos e temos uma visão mais clara de um sistema financeiro saudável (janeiro de 2011 em diante), com exceção da Colômbia que, por restrição de dados começa apenas após 2011.

Foram estimadas previsões para a movimentação cambial em 3, 6, 9, 12 e 24 meses à frente:

Tabela 3: Resultados para as regressões entre Brasil e Estados Unidos

a. Pré-2011	m = 3	m=6	m=9	m=12	m=24
β1	-0,00395	-0,01258	-0,019653**	-0,025319***	-0,048281***
Estatística t	-0,90215	-1,92182	-2,49042	3,227294	-4,816731
β2	0,000357	-0,00041	-0,00146	0,000153	-0,022168**
Estatística t	0,096829	-0,07004	-0,19392	0,018289	-2,569079
β3	0,0004385**	0,007601	0,01073**	0,012357***	0,025965***
Estatística t	2,243332	2,60663***	3,012659	3,136074	4,943368
b. Pós-2011					
β1	-0,017773***	-0,034231***	-0,044178***	-0,025319***	-0,048281***
Estatística t	-3,83418	-5,36939	-5,36559	-2,87642	-4,816731
β2	0,000708	0,002785	0,004329	0,000153	-0,022168**
Estatística t	0,202444	0,52852	0,599499	0,018289	-2,569079
β3	0,002111	0,000955	-0,01076	0,012357***	0,025965***
Estatística t	1,044751	0,002766	-0,31132	3,136074	4,943368

Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria, cálculo feito com o software Eviews11.

Tabela 4: Resultados para as regressões entre Chile e Estados Unidos

a. Pré-2011	m = 3	m=6	m=9	m=12	m=24
β1	-0,01025	-0,01883	-0,024719*	-0,036281**	0,010028
Estatística t	-1,21172	-1,6597	-1,796	-2,46435	0,555957
β2	0,01291***	0,021454***	0,027946***	0,026901***	0,044958***
Estatística t	3,822413	4,790442	5,208606	4,738783	6,488011
β3	0,00219**	0,003047**	0,004587***	0,004734**	0,007034***
Estatística t	2,102537	2,176507	2,684033	2,556203	2,871961
b. Pós-2011					
β1	-0,023344***	-0,037366***	-0,031256***	-0,01543	0,055772***
Estatística t	-3,04282	-4,2885	-2,59774	-1,16795	3,433252
β2	0,011521***	0,021643***	0,030756***	0,040057***	0,063309***
Estatística t	3,357805	5,925038	6,623595	8,359267	10,94313
β3	0,00075	0,00115	0,001776	0,004177***	0,011933***
Estatística t	0,763128	1,049376	1,197325	2,607682	5,460184

Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria, cálculo feito com o software Eviews11.

Tabela 5: Resultados para as regressões entre Colômbia e Estados Unidos

a. Pós-2011	m = 3	m=6	m=9	m=12	m=24
β1	-0,030118***	-0,057126***	-0,079859***	-0,099432**	-0,18454***
Estatística t	-3,39539	-5,02197	-5,49807	-2,46435	-9,986065
β2	0,004737	0,009831	0,010401	0,003368	-0,050459***
Estatística t	0,725938	1,115585	0,891276	0,236878	-2,932555
β3	-0,00369	-0,007353*	-0,00695	-0,00688	-0,018252*
Estatística t	-1,07233	-1,65192	-1,21351	-0,9838	-1,916633

Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria, cálculo feito com o software Eviews11

Tabela 6: Resultados para as regressões entre México e Estados Unidos

a. Pré-2011	m = 3	m=6	m=9	m=12	m=24
β1	-0,031656***	-0,073652***	-0,108434***	-0,132714***	-0,196887***
Estatística t	-2,67415	-4,66231	-6,34726	-7,81774	-9,768079
β2	0,004617	0,004485	0,003699	-0,00702	-0,052375***
Estatística t	0,821259	0,590712	0,443917	-0,82486	-5,305622
β3	-0,014722***	0,022147***	-0,022258***	-0,020471**	-0,025430***
Estatística t	-2,66668	-3,01481	-2,79785	-2,57777	-2,822069
b. Pós-2011					
β1	-0,042394***	-0,067182***	-0,090660***	-0,113940***	-0,234732***
Estatística t	-3,72984	-4,88195	-5,66924	-6,99758	-12,39723
β2	-0,00038	-0,01247	-0,17376*	-0,029165***	-0,10252***
Estatística t	-0,06164	-1,60012	-1,81769	-2,74054	-9,150455
β3	-0,16292***	-0,015280**	-0,020395**	-0,021807**	-0,021086***
Estatística t	-2,65955	-2,05556	-2,35735	-2,53539	-2,66717

Fonte: Bloomberg LLP, formatação própria, cálculo feito com o software Eviews11.

4. Análise dos resultados

A análise dos resultados será segmentada por país, par a par, e posteriormente será feita uma análise agregada dos resultados.

Sabendo que a variável dependente está em delta-log, um sinal positivo do coeficiente atribui em uma depreciação futura no câmbio do país emergente frente ao dólar. Da mesma forma, um sinal negativo do coeficiente atribui em uma apreciação futura no câmbio do país emergente frente ao dólar.

De acordo com a teoria keynesiana citada anteriormente no sub-capítulo 3.3, é esperado que os coeficientes associados à β1 sejam negativos, os coeficientes conjuntos à β2 sejam positivos e ainda que menos intuitivos, os coeficientes anexados à β3 sejam negativos.

Ainda, dado que a estimação proposta segue uma equação log-lin, uma forma prática de se interpretar os parâmetros é que para cada 100 basis points (1%) de aumento entre o diferencial de β1 do país emergente e da curva americana, é esperado uma apreciação de $\gamma_1\%$ da moeda do país emergente em relação ao dólar americano.

Da mesma forma, para cada 100 basis points de aumento entre a inclinação de β2 do país emergente e da curva americana, é esperado uma depreciação de $\gamma_2\%$ da moeda do país emergente em relação ao dólar americano.

Por fim, para cada 100 basis points de aumento entra a curvatura de β3 do país emergente e da curva americana, é esperado uma apreciação de $\gamma_3\%$ da moeda do país emergente em relação ao dólar americano.

Visando os resultados dos testes de homocedasticidade dos resíduos apresentados no subcapítulo 3.5, a análise será feita majoritariamente sob os resultados obtidos pós 2011.

Para o Brasil, inicialmente, os coeficientes associados à β1 se mostram todos significativos a 1% de significância e com o sinal negativo assim como o esperado pela teoria. Já os coeficientes associados à β2 não se apresentam significativos em sua maioria, apresentando significância à 5% apenas para o horizonte de 24 meses à frente. Os coeficientes associados à β3 se apresentam significativos para prazos mais longos como 12 e 24 meses à frente.

Para o Chile os resultados referentes à β1 são semelhantes, os coeficientes se apresentam todos significativos com a exceção daquele com horizonte em 12 meses à frente. Observando os prazos mais curtos, o aumento no diferencial de β1 leva à uma apreciação de curto prazo contudo, para horizontes mais longos, como o de 24 meses, ocasiona em uma depreciação cambial. Tal movimento também se apresenta plausível de acordo com a teoria econômica se considerarmos horizontes como, por exemplo, o de 24 meses como início do longo prazo.

Os coeficientes associados à β2 se apresentam significativos a 1% para todos os horizontes e apresentam também sinal positivo. Tais resultados eram esperados pela teoria. Uma vez mais, os coeficientes associados à β3 se apresentam significativos apenas para horizontes mais longos, de 12 e 24 meses à frente.

Quando olhamos os resultados advindos da Colômbia, reconhecemos que os coeficientes associados à β1 são, mais uma vez, significantes a 1% e possuem sinal negativo como previsto. Os parâmetros associados à β2 se apresentam não significativos com a exceção do horizonte de 24 meses à frente. Os parâmetros associados à β3 se mostram significativos no horizonte de 6 e 24 meses, no entanto, com sinal negativo diferentemente do Chile.

Por fim, no México, os coeficientes associados à β1 se apresentam significativos e negativos, demonstrando a robustez da metodologia. Os parâmetros associados à β2 se mostraram significativos apenas nos horizontes mais longos novamente, todavia, apresentam para o México um sinal negativo, diferentemente da logica teórica tradicional. Encerrando, os coeficientes associados à β3 se mostram significativos para todos os horizontes de tempo e com sinal negativo, próximo da logica teórica já mencionada.

Vale ressaltar o maior valor dos coeficientes associados às curvas de Colômbia e México quando comparados aos valores referentes à Chile e Brasil. Exemplificando, para uma variação de +100bps no diferencial de β1 entre os pares, para o Brasil isso implicaria em uma apreciação de 1,96% do real frente ao dólar 9 meses à frente, para o Chile implicaria em uma apreciação de 2,79% do peso chileno 9 meses à frente. Para a Colômbia, isso implicaria em uma apreciação de 7.98% e para o México, uma apreciação de 9,06% 9 meses à frente contra o dólar.

No agregado, observamos que todos os países analisados, quando comparados com os Estados Unidos, apresentam uma reação de acordo com o que a teoria neo-keynesiana nos indica, assumindo a rigidez de preços no curto prazo.

Ainda, observamos uma conclusão importante para países emergentes. De acordo com a suspeita, o diferencial da taxa de juros é fator crucial para a performance da moeda. O nível da curva, se mostrou de forma robusta, significativo para basicamente todos os horizontes e todos os países analisados. Vê-se então uma divergência dos países emergentes em relação aos países desenvolvidos uma vez que Chen e Tsang (2013) encontraram evidências de que o parâmetro de inclinação era aquele que afetava de forma mais robusta estatisticamente às variações de câmbio entre os dois países.

5. Considerações Finais

Com o presente trabalho, conseguimos evidência estatística para inferir que o formato e os parâmetros da curva entre países latino-americanos são fortes preditores para a movimentação cambial futura. Ainda, que processo de decisão dos agentes que formam o mercado é complexo e dinâmico e novas informações disponíveis são aplicadas aos preços de diversos ativos conjuntamente.

Como principal conclusão, conseguimos visualizar que o diferencial do nível de juros entre países emergentes é o fator mais robusto dentre os parâmetros de Nelson-Siegel para auferir as variações de câmbio desses contra o dólar no curto prazo. Além disso, que as implicações da PDJ são falhas em horizontes curtos.

Sabendo que as taxas de juros de países emergentes oferecem retornos atrativos para especuladores e gestores de portfólio em todo o mundo, os países emergentes são destino comum de operações de carry trade e afins. O fluxo de entrada advindo destes investimentos gera pressão de demanda pela moeda local de modo a auxiliar no processo de apreciação da mesma.

Por fim, ao quantificar a relação entre os países latino-americanos e os Estados Unidos, notamos que o mercado câmbio de países como México e Colômbia está mais vulnerável às variações do mercado de juros do que países como Brasil e Chile.

Referências

CHEN, Yu-chin; TSANG*, Kwok Ping. What Does the Yield Curve Tell Us about Exchange Rate Predictability? **Review Of Economics And Statistics**, [s.l.], v. 95, n. 1, p.185-205, mar. 2013. MIT Press - Journals. http://dx.doi.org/10.1162/rest_a_00231.

FRANKEL, Jeffrey. On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. **American Economic Review.** P. 610-622. set. 1979.

STRAVAKEVA, Vania; TANG, Jenny. The Dollar During the Global Recession: US Monetary Policy and the Exorbitant Duty. FED Boston working paper series, no. 18-10, FED Boston. Disponível em < https://www.bostonfed.org/publications/research-department-working-paper/2018/the-dollar-during-the-global-recession-us-monetary-policy-and-the-exorbitant-duty.aspx >. Acesso em 24/08/2019.

DIEBOLD, Francis X.; RUDEBUSCH, Glenn D.; ARUOBA, S. Borag˘an. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. **Journal Of Econometrics**, [s.l.], v. 131, n. 1-2, p.309-338, mar. 2006. Elsevier BV. http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.011

DIEBOLD, Francis X.; LI, Canlin. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal Of Econometrics**, [s.l.], v. 130, n. 2, p.337-364, fev. 2006. Elsevier BV. http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.03.005.

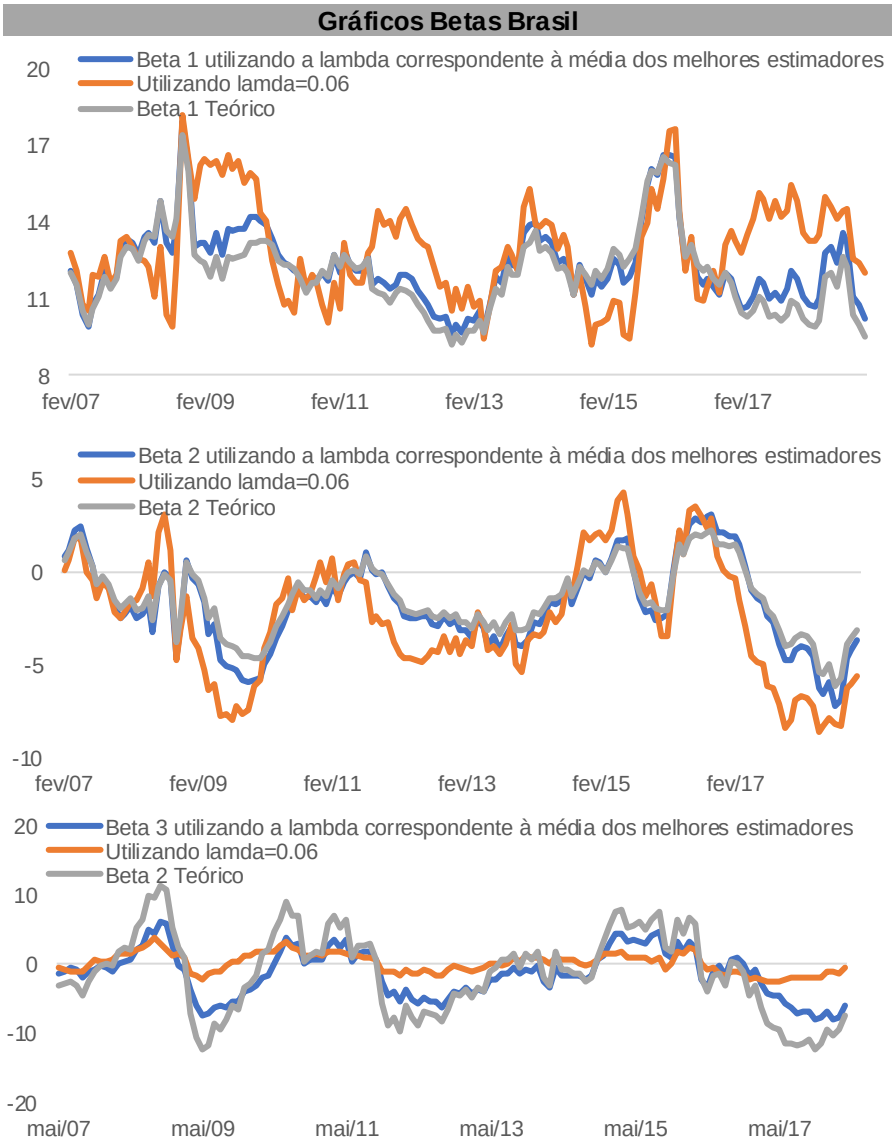
DREHER, Ferdinand; GRÄB, Johannes; KOTSKA, Thomas. From carry trades to curvy trades, ECB working paper series, No. 2149 / Maio 2018, European Central Bank. Disponível em <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2149.en.pdf?f5699863211203ed9ddcc420b8ed2186 >. Acesso 21/03/2019.

A HASSAN, Tarek; MANO, Rui C. Forward and Spot Exchange Rates in a Multi-Currency World*. **The Quarterly Journal Of Economics**, [s.l.], v. 134, n. 1, p.397-450, 25 out. 2018. Oxford University Press (OUP). http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjy026.

AMES, Matthew; BAGNAROSA, Guillaume; PETERS, Gareth W.. Violations of uncovered interest rate parity and international exchange rate dependences. **Journal Of International Money And Finance**, [s.l.], v. 73, p.162-187, maio 2017. Elsevier BV. http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.01.002.

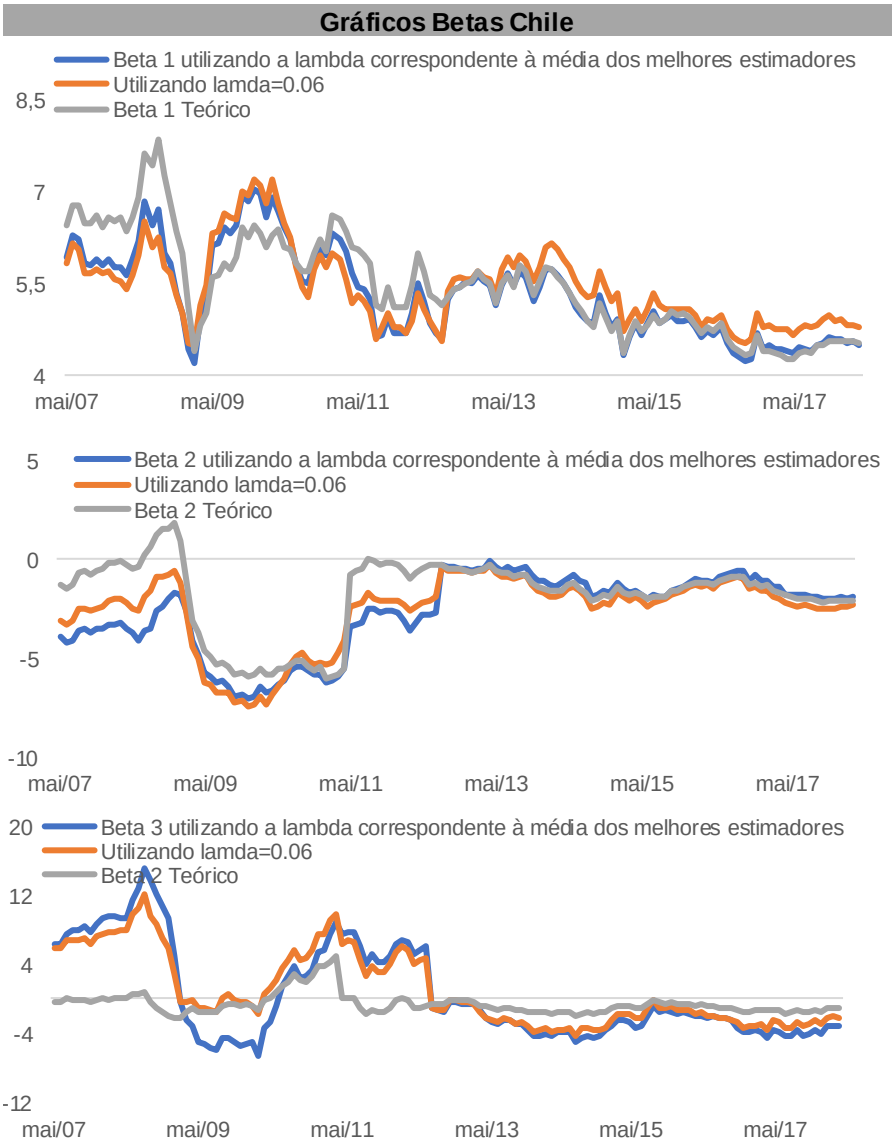
Apêndice A

Gráficos 9-11: Séries históricas do Betas 1, 2 e 3 para o Brasil, considerando a versão teórica, e as versões aplicadas e comentadas no segmento 3.3.



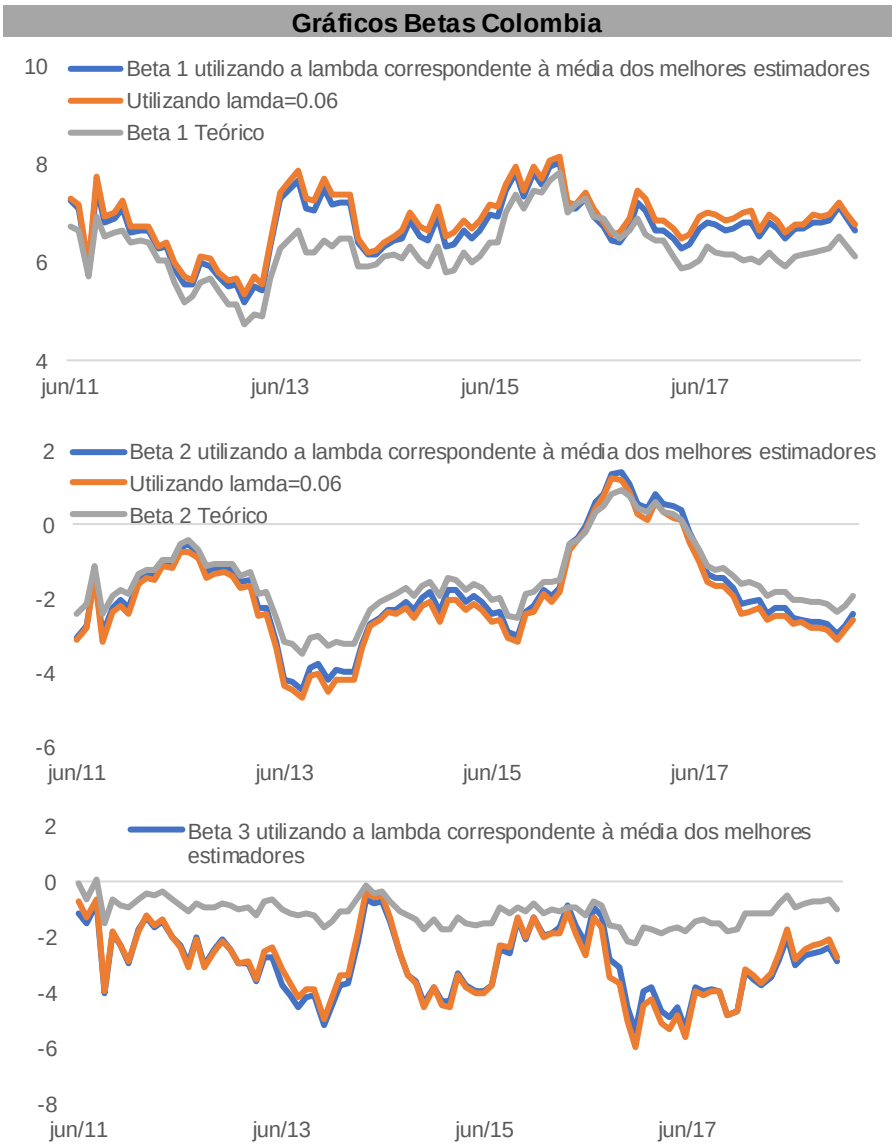
Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

Gráficos 12-14: Séries históricas do Betas 1, 2 e 3 para o Chile, considerando a versão teórica, e as versões aplicadas e comentadas no segmento 3.3.



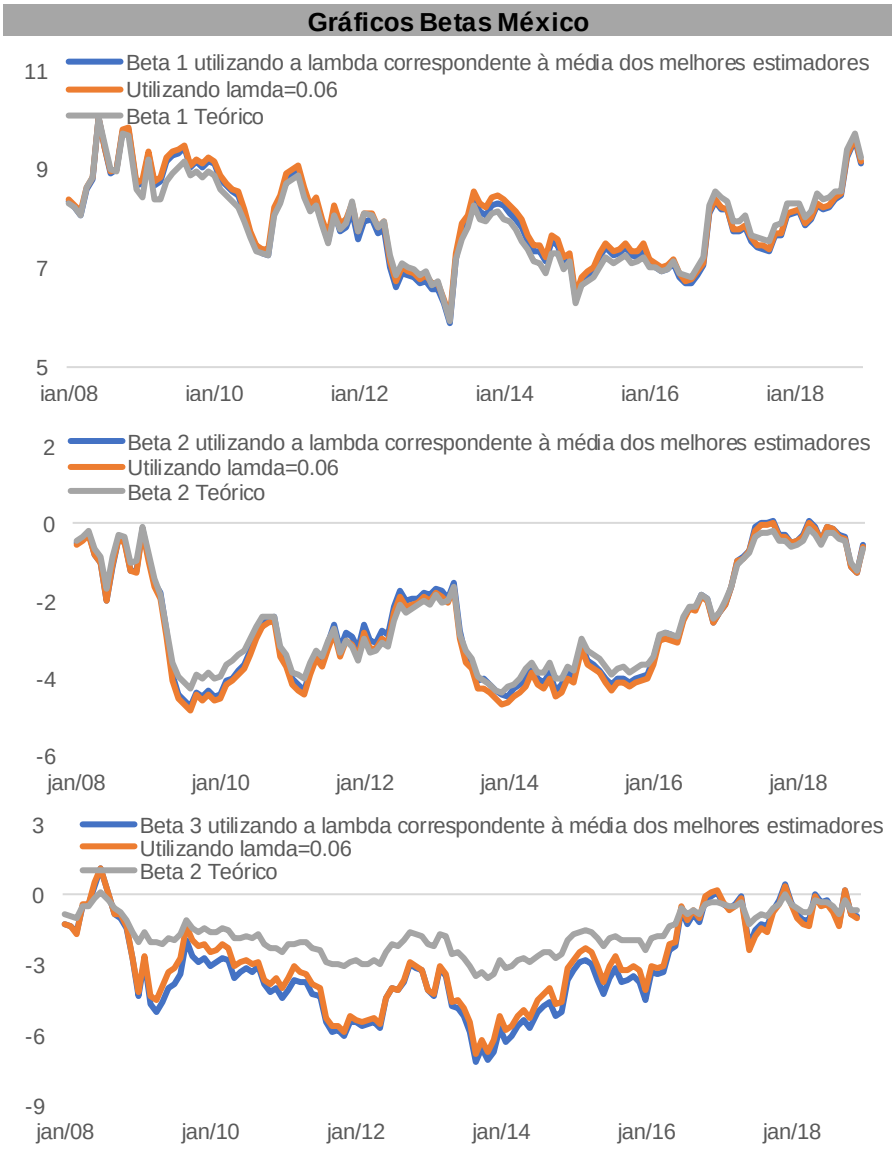
Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

Gráficos 15-17: Séries históricas do Betas 1, 2 e 3 para a Colômbia, considerando a versão teórica, e as versões aplicadas e comentadas no segmento 3.3.



Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

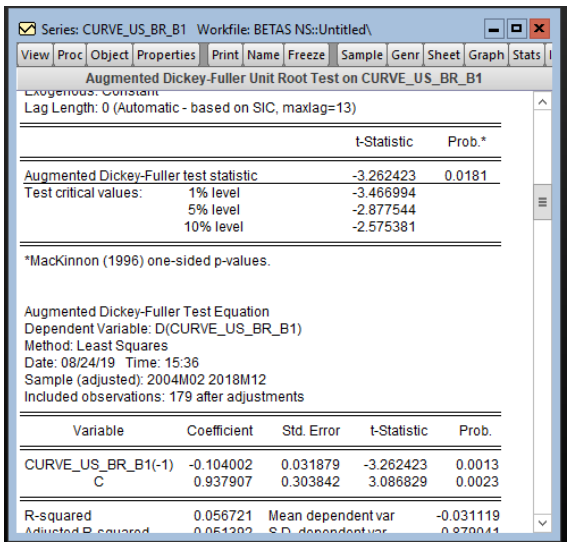
Gráficos 18-20: Séries históricas do Betas 1, 2 e 3 para o México, considerando a versão teórica, e as versões aplicadas e comentadas no segmento 3.3.



Fonte: Bloomberg LLP, elaboração própria.

Apêndice B

Imagem 1: Teste ADF para o beta 1 relativo entre Brasil e Estados Unidos



Series: CURVE_US_BR_B1 Workfile: BETAS NS::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_BR_B1

Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.262423	0.0181
Test critical values:	1% level	-3.466994	
	5% level	-2.877544	
	10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

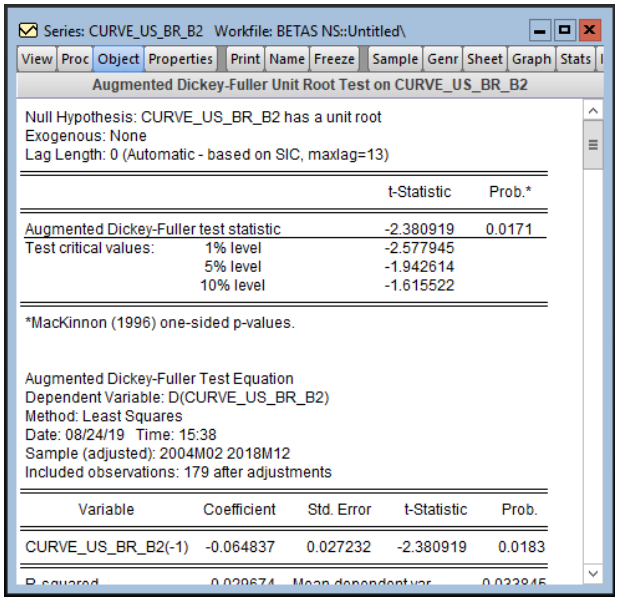
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_BR_B1)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 15:36
Sample (adjusted): 2004M02 2018M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_BR_B1(-1)	-0.104002	0.031879	-3.262423	0.0013
C	0.937907	0.303842	3.086829	0.0023

R-squared	0.056721	Mean dependent var	-0.031119
Adjusted R-squared	0.051292	S.D. dependent var	0.879041

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 2: Teste ADF para o beta 2 relativo entre Brasil e Estados Unidos



Series: CURVE_US_BR_B2 Workfile: BETAS NS::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_BR_B2

Null Hypothesis: CURVE_US_BR_B2 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.380919	0.0171
Test critical values:	1% level	-2.577945	
	5% level	-1.942614	
	10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

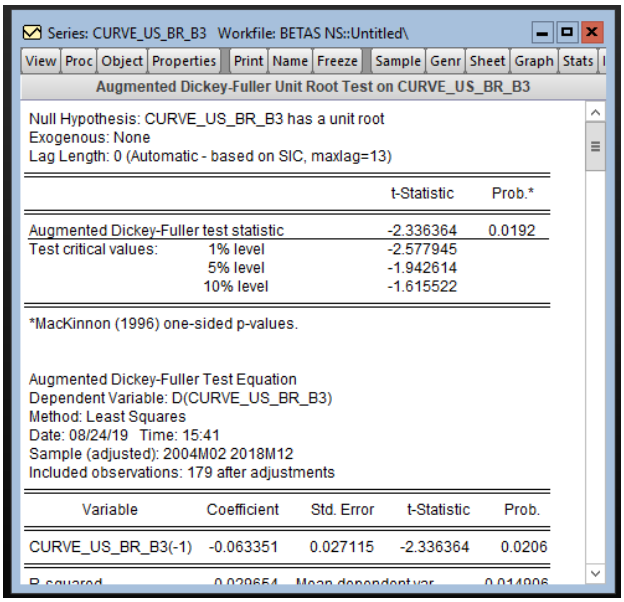
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_BR_B2)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 15:38
Sample (adjusted): 2004M02 2018M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_BR_B2(-1)	-0.064837	0.027232	-2.380919	0.0183

R-squared	0.029674	Mean dependent var	0.033845

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 3: Teste ADF para o beta 3 relativo entre Brasil e Estados Unidos



Series: CURVE_US_BR_B3 Workfile: BETAS NS::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_BR_B3

Null Hypothesis: CURVE_US_BR_B3 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.336364	0.0192
Test critical values:	1% level	-2.577945	
	5% level	-1.942614	
	10% level	-1.615522	

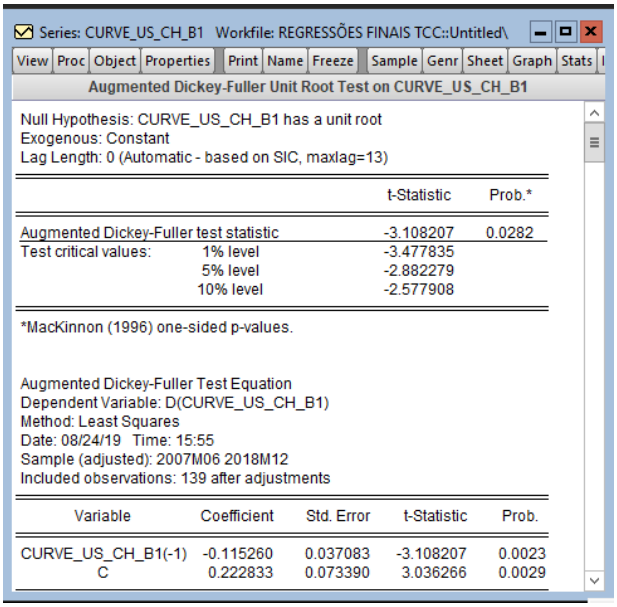
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_BR_B3)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 15:41
Sample (adjusted): 2004M02 2018M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_BR_B3(-1)	-0.063351	0.027115	-2.336364	0.0206

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 4: Teste ADF para o beta 1 relativo entre Chile e Estados Unidos



Series: CURVE_US_CH_B1 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_CH_B1

Null Hypothesis: CURVE_US_CH_B1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.108207	0.0282
Test critical values:	1% level	-3.477835	
	5% level	-2.882279	
	10% level	-2.577908	

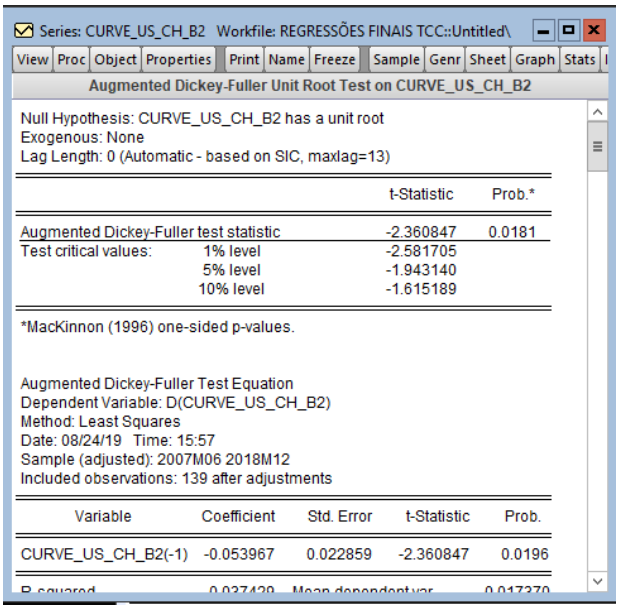
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_CH_B1)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 15:55
Sample (adjusted): 2007M06 2018M12
Included observations: 139 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_CH_B1(-1)	-0.115260	0.037083	-3.108207	0.0023
C	0.222833	0.073390	3.036266	0.0029

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 5: Teste ADF para o beta 2 relativo entre Chile e Estados Unidos



Series: CURVE_US_CH_B2 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_CH_B2

Null Hypothesis: CURVE_US_CH_B2 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.360847	0.0181
Test critical values:	1% level	-2.581705	
	5% level	-1.943140	
	10% level	-1.615189	

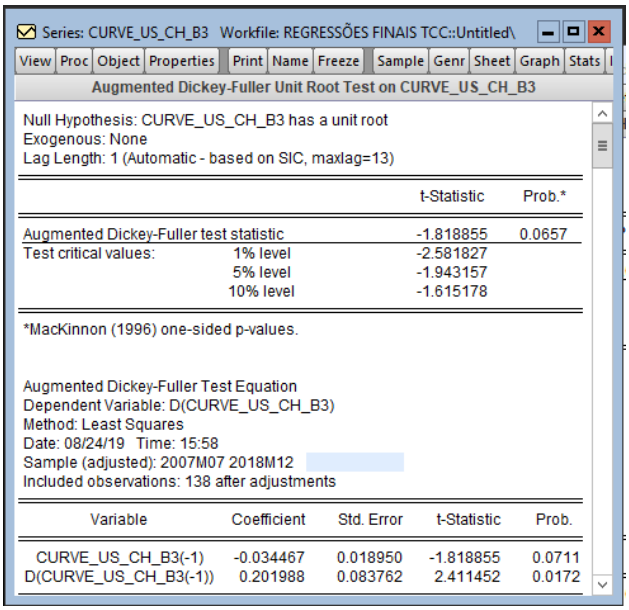
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_CH_B2)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 15:57
Sample (adjusted): 2007M06 2018M12
Included observations: 139 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_CH_B2(-1)	-0.053967	0.022859	-2.360847	0.0196

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 6: Teste ADF para o beta 3 relativo entre Chile e Estados Unidos



Series: CURVE_US_CH_B3 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_CH_B3

Null Hypothesis: CURVE_US_CH_B3 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.818855	0.0657
Test critical values:	1% level	-2.581827	
	5% level	-1.943157	
	10% level	-1.615178	

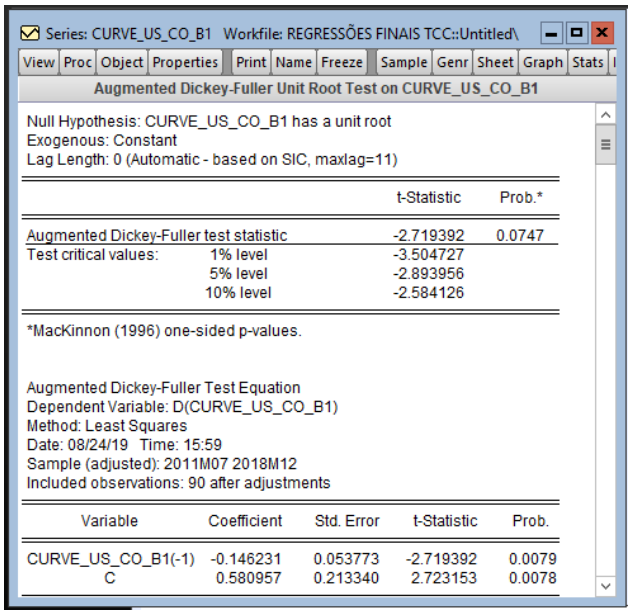
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_CH_B3)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 15:58
Sample (adjusted): 2007M07 2018M12
Included observations: 138 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_CH_B3(-1)	-0.034467	0.018950	-1.818855	0.0711
D(CURVE_US_CH_B3(-1))	0.201988	0.083762	2.411452	0.0172

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 7: Teste ADF para o beta 1 relativo entre Colômbia e Estados Unidos



Series: CURVE_US_CO_B1 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_CO_B1

Null Hypothesis: CURVE_US_CO_B1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.719392	0.0747
Test critical values:	1% level	-3.504727	
	5% level	-2.893956	
	10% level	-2.584126	

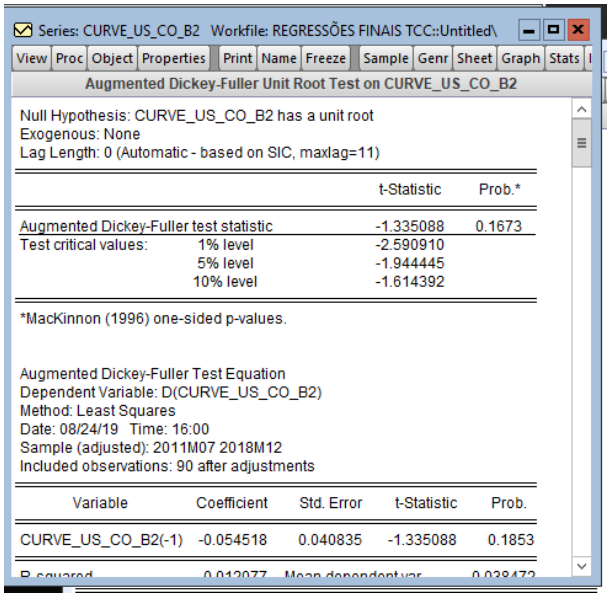
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_CO_B1)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 15:59
Sample (adjusted): 2011M07 2018M12
Included observations: 90 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_CO_B1(-1)	-0.146231	0.053773	-2.719392	0.0079
C	0.580957	0.213340	2.723153	0.0078

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 8: Teste ADF para o beta 2 relativo entre Colômbia e Estados Unidos



Series: CURVE_US_CO_B2 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_CO_B2

Null Hypothesis: CURVE_US_CO_B2 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.335088	0.1673
Test critical values:	1% level	-2.590910	
	5% level	-1.944445	
	10% level	-1.614392	

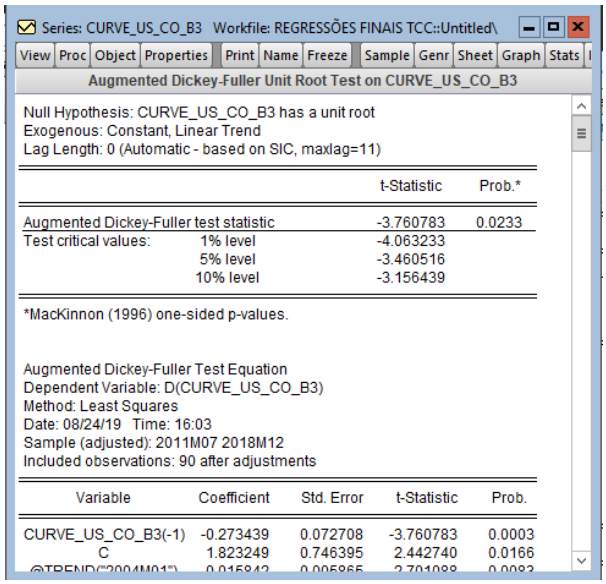
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_CO_B2)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 16:00
Sample (adjusted): 2011M07 2018M12
Included observations: 90 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_CO_B2(-1)	-0.054518	0.040835	-1.335088	0.1853

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 9: Teste ADF para o beta 3 relativo entre Colômbia e Estados Unidos



Series: CURVE_US_CO_B3 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_CO_B3

Null Hypothesis: CURVE_US_CO_B3 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.760783	0.0233
Test critical values:	1% level	-4.063233	
	5% level	-3.460516	
	10% level	-3.156439	

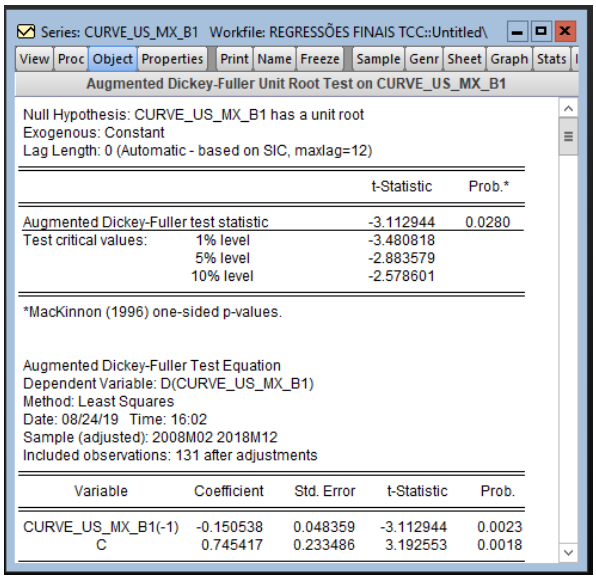
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_CO_B3)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 16:03
Sample (adjusted): 2011M07 2018M12
Included observations: 90 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_CO_B3(-1)	-0.273439	0.072708	-3.760783	0.0003
C	1.823249	0.746395	2.442740	0.0166

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 10: Teste ADF para o beta 1 relativo entre México e Estados Unidos



Series: CURVE_US_MX_B1 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_MX_B1

Null Hypothesis: CURVE_US_MX_B1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.112944	0.0280
Test critical values:	1% level	-3.480818	
	5% level	-2.883579	
	10% level	-2.578601	

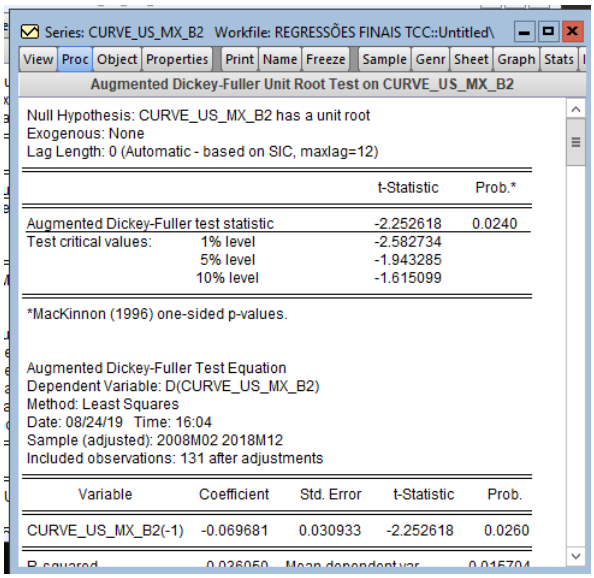
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_MX_B1)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 16:02
Sample (adjusted): 2008M02 2018M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_MX_B1(-1)	-0.150538	0.048359	-3.112944	0.0023
C	0.745417	0.233486	3.192553	0.0018

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 11: Teste ADF para o beta 2 relativo entre México e Estados Unidos



Series: CURVE_US_MX_B2 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_MX_B2

Null Hypothesis: CURVE_US_MX_B2 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.252618	0.0240
Test critical values:	1% level	-2.582734	
	5% level	-1.943285	
	10% level	-1.615099	

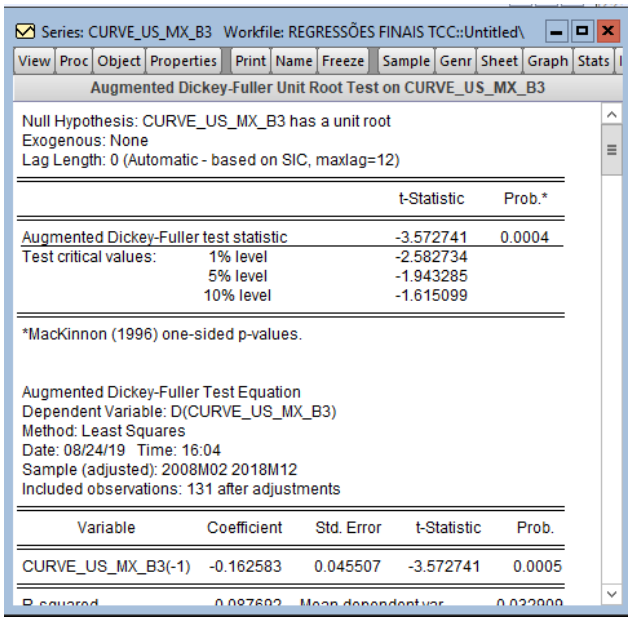
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_MX_B2)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 16:04
Sample (adjusted): 2008M02 2018M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_MX_B2(-1)	-0.069681	0.030933	-2.252618	0.0260

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 12: Teste ADF para o beta 3 relativo entre México e Estados Unidos



Series: CURVE_US_MX_B3 Workfile: REGRESSÕES FINAIS TCC::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CURVE_US_MX_B3

Null Hypothesis: CURVE_US_MX_B3 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.572741	0.0004
Test critical values:	1% level	-2.582734	
	5% level	-1.943285	
	10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CURVE_US_MX_B3)
Method: Least Squares
Date: 08/24/19 Time: 16:04
Sample (adjusted): 2008M02 2018M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURVE_US_MX_B3(-1)	-0.162583	0.045507	-3.572741	0.0005

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Apêndice C

Haja vista a extensão e número de estimações feitas, abaixo se encontrarão as exemplificações dos testes e posteriormente uma tabela agregada com os resultados.

Imagem 13: Teste de Breusch-Pagan-Godfrey para testar homecedasticidade dos erros para a estimação do chile com 3 lags após 2011.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.191724	Prob. F(3,92)	0.3174
Obs*R-squared	3.591062	Prob. Chi-Square(3)	0.3091
Scaled explained SS	3.114936	Prob. Chi-Square(3)	0.3742

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/14/19 Time: 10:37
Sample: 2011M01 2018M12
Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002908	0.000955	3.044600	0.0030
CURVE_US_CH_B1(-3)	-0.000528	0.000441	-1.197975	0.2340
CURVE_US_CH_B2(-3)	-0.000153	0.000197	-0.774102	0.4409
CURVE_US_CH_B3(-3)	5.27E-05	5.65E-05	0.932281	0.3536

R-squared	0.037407	Mean dependent var	0.001817
Adjusted R-squared	0.006018	S.D. dependent var	0.002510
S.E. of regression	0.002502	Akaike info criterion	-9.102478
Sum squared resid	0.000576	Schwarz criterion	-8.995630
Log likelihood	440.9189	Hannan-Quinn criter.	-9.059288
F-statistic	1.191724	Durbin-Watson stat	1.834074
Prob(F-statistic)	0.317358		

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Imagem 14: Teste de Breusch-Pagan-Godfrey para testar homecedasticidade dos erros para a estimação do chile com 3 lags anterior à 2008.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	7.141981	Prob. F(3,133)	0.0002
Obs*R-squared	19.00817	Prob. Chi-Square(3)	0.0003
Scaled explained SS	44.11297	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/14/19 Time: 10:35
Sample: 2007M08 2018M12
Included observations: 137

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003340	0.002209	1.512129	0.1329
CURVE_US_CH_B1(-3)	-0.000553	0.001061	-0.521541	0.6029
CURVE_US_CH_B2(-3)	2.09E-05	0.000424	0.049352	0.9607
CURVE_US_CH_B3(-3)	0.000536	0.000131	4.101403	0.0001

R-squared	0.138746	Mean dependent var	0.003712
Adjusted R-squared	0.119319	S.D. dependent var	0.008267
S.E. of regression	0.007758	Akaike info criterion	-6.851337
Sum squared resid	0.008005	Schwarz criterion	-6.766082
Log likelihood	473.3166	Hannan-Quinn criter.	-6.816692
F-statistic	7.141981	Durbin-Watson stat	1.172811
Prob(F-statistic)	0.000175		

Fonte: Software Eviews11, dados Bloomberg LLP

Tabela 7: Resultados para os testes de Breusch-Pagan-Godfrey

Resultados dos testes de homocedasticidade para os resíduos das estimações					
Estimação	**3m**	**6m**	**9m**	**12m**	**24m**
Brasil pré 2008	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Heterocedástico	Heterocedástico
Brasil pós 2011	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico
Chile pré 2008	Heterocedástico	Heterocedástico	Heterocedástico	Heterocedástico	Heterocedástico
Chile pós 2011	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Heterocedástico	Homocedástico
México pré 2008	Heterocedástico	Heterocedástico	Heterocedástico	Heterocedástico	Heterocedástico
México pós 2011	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico
Colombia pós 2011	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico	Homocedástico