

A Relação entre Índices do Mercado Acionário e Taxas de Câmbio: evidências empíricas na América Latina

Bruno Pontes Renault
Mestrando IAG/PUC-Rio

Vinicius Mothé Maia
Prof. de Ciências Contábeis FACC/UFRJ

Filipe Pollis de Carvalho
Analista Codemig

Marcelo Cabús Klotzle
Prof. Quadro Principal IAG/PUC-Rio

Antonio Carlos Figueiredo
Prof. Quadro Principal IAG/PUC-Rio

RESUMO

O presente artigo tem como objetivo estudar a relação entre os retornos do índice de mercado de ações e taxas de câmbio de seis países da América Latina. De acordo com a abordagem do portfólio, ambas as variáveis devem ser negativamente correlacionadas. Tendo em vista que a regressão linear capta a relação linear média, não apresentando resultados satisfatórios, uma regressão quantílica foi usada para verificar essa relação em diferentes condições de mercado. Os resultados evidenciam um padrão no mercado latino americano, na qual a relação negativa entre as variáveis estudadas é mais pronunciada em momentos de forte desvalorização cambial.

Palavras-chave: mercado cambial; mercado acionário; América latina; regressão quantílica.

1. INTRODUÇÃO

Este trabalho buscou avançar no conhecimento acerca da existência de relação entre índices amplos do mercado acionário e a taxa de câmbio. Especificamente, foi estudada a associação entre a cotação taxas de câmbio e o retorno dos mercados acionários na América Latina. Os países contemplados na análise foram: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru.

Tanto os índices acionários quanto a taxa de câmbio são variáveis importantes na definição do crescimento e no desenvolvimento dos países. Diversos trabalhos abordaram essa temática em diferentes mercados, como: o norte-americano (Aggarwal, 1981; Bahmani e Sohrabian, 1992; Ratner, 1993; Kim, 2003), economias avançadas como Canadá, França, Alemanha e outras (Ajayi e Mougoué, 1996), mercado asiático (Ibrahim e Aziz, 2003; Tsai, 2012) e o mercado brasileiro (Tabak, 2006).

Por não haver trabalhos publicados no tema com dados referentes à América Latina, busca-se preencher esse espaço e assim fornecer mais informações para a compreensão do quadro teórico geral. Devido ao fato desse mercado ainda ter grandes oportunidades de crescimento e contemplar parte significativa da população mundial, mostra-se relevante o preenchimento dessa lacuna no conhecimento quanto à relação entre duas importantes variáveis macroeconômicas.

Destaca-se que não há consenso na literatura brasileira ou internacional quanto ao real relacionamento entre mercado acionário e câmbio. Em linhas gerais, há duas correntes de pensamento: Abordagem Tradicional (Aggarwal, 1981) e Abordagem do Portfólio (Bahmani-Oskooe e Sohrabian, 1992).

A Abordagem Tradicional examina o efeito que as variações na taxa de câmbio causam nos índices do mercado acionário, de modo a modificar o valor dos ativos e passivos das empresas domésticas e multinacionais (Aggarwal, 1981). Como exemplo, uma desvalorização da moeda doméstica favoreceria o aumento das exportações das empresas e, por fim, a valorização de suas ações. Em outras palavras, um aumento da taxa de câmbio provocaria também uma subida do preço das ações, o que caracteriza uma relação direta entre estas duas variáveis.

A Abordagem do Portfólio, por sua vez, tem como origem do seu raciocínio as variações dos preços das ações de empresas de determinado país, que teriam a capacidade de impactar na taxa de câmbio (Bahmani-Oskooe e Sohrabian, 1992). Em um cenário de expectativa de valorização das ações, os investidores estrangeiros aumentariam o fluxo de dinheiro para o país, causando aumento da demanda por moeda doméstica e, por fim, queda da taxa de câmbio. Dessa forma, a taxa de câmbio teria relação negativa em relação aos preços das ações. No entanto, de acordo com Tsai (2012), isso somente acontece quando o mercado de capitais é volátil o suficiente, do contrário o mercado cambial não seria influenciado ou teria influência restrita. Somente quando a oportunidade de lucrar é julgada grande suficiente é que grandes quantidades de capital estrangeiro podem influenciar o mercado cambial.

Sendo assim, o objetivo do artigo foi verificar como é a relação entre os preços das ações, representado por seu índice amplo, e taxa de câmbio, sendo essa relação: existente (negativa ou positiva) ou inexistente. Assim, será possível constatar se há maior proximidade com a abordagem tradicional ou do portfólio, e ainda, entender se o mercado acionário impacta ou é impactado pelo mercado cambial.

Quanto ao método de pesquisa, foi adotada a regressão quantílica a fim de detectar

relações entre índices acionários e câmbio em diferentes condições de mercado. Nessa abordagem, a associação entre as variáveis foi analisada sob quartis diferentes, permitindo observar a existência, ou não, da relação entre as variáveis em cenários de forte valorização ou desvalorização cambial.

Os resultados evidenciam que a relação entre o mercado acionário e o cambial é inversamente proporcional, ou seja, uma valorização cambial é normalmente acompanhada por uma perda no mercado acionário (e vice-versa). Sendo, essa relação mais intensa quando ocorrem variações extremas, isso quer dizer, a relação se torna mais forte em momentos de acentuada valorização ou desvalorização cambial.

Sem contar introdução, o trabalho segue dividido da seguinte forma: a seção 2 contempla a revisão de literatura e as descobertas verificadas em pesquisas anteriores. A seção 3 ilustra o método de pesquisa adotado. A seção 4 descreve os resultados gerados pela aplicação do método. A seção 5 sintetiza as principais conclusões do artigo e apresenta sugestões de pesquisas futuras.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A adoção do regime de câmbio flutuante é, para alguns países da América Latina, uma decisão tomada há poucos anos. Na década de 1990, Brasil e México deixaram de utilizar o regime de bandas cambiais e a dotaram o regime de câmbio flutuante. A Argentina, por sua vez, deixou de ter o controle cambial sistemático por parte do governo mais tarde, em 2002.

Terminado o sistema de câmbio manipulado em todos os países contemplados nesta pesquisa, é possível estudar com mais clareza a relação entre os mercados de câmbio e de ações, que são variáveis econômicas de suma importância para o desenvolvimento das nações. Ressalta-se que não há consenso se a taxa de câmbio impacta o mercado de ações ou o contrário. Há pesquisas passadas que indicam as duas possibilidades.

De acordo com Aggarwal (1981), as variações na taxa de câmbio geram mudanças no mercado acionário. Esta é a abordagem tradicional ou do comércio internacional, em que é prevista uma relação positiva entre tais variáveis. Como exemplo, uma queda no valor da moeda local está correlacionada a uma queda no valor das ações e vice versa.

Por outro lado, Bahmani e Sohrabian (1992) analisaram a influência das variações nos preços das ações na taxa de câmbio. Eles ilustraram a abordagem do portfólio, em que é verificada uma relação negativa entre as duas variáveis. Em outras palavras, uma valorização das ações aumentaria a riqueza dos investidores domésticos, o que levaria ao aumento da demanda pela moeda nacional e, por fim, à valorização do câmbio.

Quanto aos países desenvolvidos, há diversas pesquisas realizadas quanto ao tema. O trabalho detectado com maior abrangência envolvendo tais países foi o de Ajayi e Mougoué (1996). Eles abordaram os mercados canadense, francês, alemão, italiano, japonês, holandês, britânico e norte-americano. Ajayi e Mougoué (1996) adotaram um modelo de correção de erro e concluíram haver correlações negativas no curto prazo e correlações positivas no longo prazo entre os mercados acionário e cambial.

Analogamente, Kim (2003) utilizou o modelo de correção de erro e cointegração multivariada para analisar a relação entre câmbio e ações nos Estados Unidos entre 1974 e 1998. Os resultados indicaram a existência de correlação negativa entre preço das ações e cotação do câmbio tanto no curto quanto no longo prazo.

Ratner (1993) quis validar a ideia de que a desvalorização do dólar em relação a outras

moedas afetaria favoravelmente o preço das ações norte-americanas, haja vista o aumento das exportações e o aumento da demanda interna por bens importados. A análise de regressão e o teste de cointegração concluíram que a crença de uma ligação sistemática entre o valor do câmbio e reações do mercado é espúria. A incapacidade de vincular tais variáveis suportaria a existência de um mercado eficiente.

Já quanto aos países emergentes, os trabalhos foram desenvolvidos algum tempo após o início nos mercados desenvolvidos. Tsai (2012) analisou diversas economias asiáticas a partir do método da regressão quantílica e os resultados indicaram que a existência de relação negativa entre os mercados de ações e cambial é mais evidente quando as taxas de câmbio estão extremamente baixas ou altas.

Ibrahim e Aziz (2003) se debruçaram sobre o mercado da Malásia e usaram dados mensais dos preços das ações e taxas de câmbio referentes ao período compreendido entre 1977 e 1998. Assim como Kim (2003), concluíram haver relação negativa entre as duas variáveis. Pode-se então concluir, quando o câmbio se aprecia, o mercado acionário tende a sofrer perdas.

Quanto ao mercado brasileiro, Tabak (2006) coletou dados referentes aos anos entre 1994 e 2002 e não encontrou relação de longo prazo entre os mercados cambial e acionário. Todavia, o teste de causalidade linear de Granger entre as variáveis levou a resultados em linha com a abordagem do portfólio, em que o preço das ações é correlacionado negativamente com a taxa de câmbio. Por outro lado, a aplicação da do teste de causalidade não linear de Granger implicou em resultado alinhado à abordagem tradicional, em que a taxa de câmbio impacta no preço das ações.

Em geral, não há consenso na literatura quanto à existência de relações de curto ou longo prazo entre taxa de câmbio e preço das ações ou vice versa. Os resultados dependem da metodologia de tratamento dos dados a ser aplicada, das características do mercado, da periodicidade dos dados, entre outros fatores.

Dada à inexistência de estudos passados que se propuseram a estudar a relação entre essas importantes variáveis financeiras no mercado latino americano, buscou preencher essa lacuna e contribuir para o avanço no conhecimento quanto ao tema. Procura-se, também, auxiliar investidores nacionais e estrangeiros na decisão de alocar recursos em países da América Latina.

3. MÉTODO

O presente artigo se utiliza de dados mensais dos índices de mercado de capitais de Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. São eles, respectivamente: Merval, Ibovespa, IPSA, COLCAP, Mexbol e Spblpgpt. Utilizou-se também dados mensais de taxas de câmbio em relação ao dólar americano desses mesmos países.

Cada país apresenta certa particularidade histórica que faz com que o período de coleta de dados seja diferente. A série da Argentina, por exemplo, somente apresenta dados consistentes a partir de 2002, quando o câmbio se tornou flutuante. O mesmo ocorre com o Brasil a partir de 1999, com o término das bandas cambiais e início do regime de câmbio flutuante. No caso da Colômbia, a série é iniciada em 2002 devido à disponibilidade de dados do índice acionário começar nessa data. Os dados Chile, México e Peru não apresentaram nenhum padrão que pudesse comprometer os resultados e, portanto, suas séries têm início em 1990, 1994 e 1992, respectivamente.

De posse de cada uma das séries, foi calculado o log retorno de cada uma das séries e, antes de prosseguir para a regressão, foram calculados os testes de raiz unitária descritos a seguir devido à necessidade de estacionariedades das séries.

O teste de raiz unitária Dickey-Fuller (1979) estima a seguinte auto regressão:

$$\nabla y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_1 \quad (1)$$

ou:

$$\nabla y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_1 \quad (2)$$

Onde $\nabla = (y_t - y_{t-1})$ é o operador diferença e $\gamma = \rho - 1$. Nesse caso, a hipótese nula H_0 é de que exista pelo menos uma raiz unitária. Logo, a variável não é estacionária e $\gamma = 0$. Por sua vez, a hipótese alternativa (H_1) é que a variável seja fracamente estacionária, nesse caso não há nenhuma raiz unitária e consequentemente $\gamma < 0$.

Alternativamente, o teste Dickey-Fuller (DF) pode ser conduzido utilizando-se a seguinte expressão:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_1 \quad (3)$$

Nesse caso, testa-se a hipótese nula de que $\rho = 1$, isto é, tenha uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que não tenha raiz unitária, ou seja, $\rho < 1$.

A equação pode ser ampliada para incorporar a presença ou não de intercepto ou tendência, isto é, o procedimento Dickey-Fuller permite que se teste a existência ou não de raiz unitária naqueles casos em que seja necessária a introdução ou não de constante ou tendência. O teste para ambos os casos é conduzido de maneira semelhante ao apresentado acima. A diferença é que no caso em que seja necessária a introdução de uma constante, a auto-regressão a ser utilizada é a seguinte:

$$\nabla y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_1 \quad (4)$$

Onde α é o intercepto. Caso seja necessária a presença da tendência e do intercepto, a equação a ser utilizada é a seguinte:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_1 \quad (5)$$

Sendo que, o termo t representa a tendência linear.

O teste Dickey-Fuller parte da suposição de que os termos de erros nas equações acima são identicamente e independentemente distribuídos, isto é, não apresentam autocorrelação. Em função disso, o teste Dickey-Fuller foi ampliado de forma a incorporar defasagens em relação à variável que está sendo analisada (SAID e DICKY, 1984). Ao proceder dessa maneira obtém-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o qual adiciona à equação a própria variável defasada e diferenciada, assumindo o seguinte aspecto:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_1 + \sum_{j=1}^{\rho+1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} \varepsilon_1 \quad (6)$$

A principal vantagem do teste ADF em relação ao DF é que, ao introduzir um número suficiente de defasagens, garante-se que os resíduos não apresentem autocorrelação.

Por sua vez, o teste criado por Denis Kwiatkowski, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt

e Yongcheol Shin (1992), denominado teste KPSS, tem por finalidade determinar a estacionariedade de uma série temporal. Assume como hipótese nula a estacionariedade da série. O teste é definido como:

$$LM = \sum_{t=1}^N \frac{S_t^2}{N^2 \sigma_\varepsilon^2} \quad (7)$$

Onde N é o número de observações, S_t é a soma parcial dos resíduos e σ_ε^2 um estimador para a variância dos erros nesta regressão.

Após a verificação da estacionariedade das séries de retorno, calculou-se a regressão exposta na equação 8, primeiramente pelo método de mínimos quadrados ordinários e em seguida pelo método da regressão quantílica, apresentado a seguir.

$$Retorno_{indice} = intercepto + \alpha_1 * Retorno_{cambio} \quad (8)$$

O método de estimação conhecida por regressão quantílica foi apresentado na literatura especializada por Koenker e Basset (1978). Desde então tem motivado a atenção de pesquisadores e servido de instrumental para diversas constatações empíricas envolvendo. A grande vantagem é que a estimação pelo método de regressão quantílica permite identificar as variações inter e intra quartis, o que o método de regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) não comporta, pois é baseado na média da distribuição condicional.

Seja y_i uma variável aleatória real, x_i uma constante que representa um vetor $k \times 1$ de regressores, β é o coeficiente do modelo e u_i . O objetivo da regressão quantílica é estimar β para diferentes quartis condicionais. Tem-se:

$$y_i = x_i \beta + u_i \quad (9)$$

A partir da definição, os quartis podem ser reformulados como solução de um problema simples de programação linear. Sendo θ -ésimo quartil para $0 < \theta < 1$, tem-se:

$$Q_\theta(y_i|x_i) = x_i \beta(\theta) \quad (10)$$

A equação da regressão quantílica fica definida:

$$\min_\beta [\theta \sum_{y_i \geq \beta x_i} |y_i - \beta x_i| + (1 - \theta) \sum_{y_i \leq \beta x_i} |y_i - \beta x_i|] \quad (11)$$

Onde $x_i \beta$ é uma aproximação do θ -ésimo quartil de y_i . Quando θ se aproxima de zero ou um, $x_i \beta$ indica o comportamento de y_i nos extremos da distribuição condicional.

4. RESULTADOS

O primeiro contato com os dados é por meio da estatística descritiva das séries temporais conforme a tabela 1:

Tabela 1

Estatística descritiva

Variável	País	Observações	Média	Mediana	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose
Índice	Argentina	170	0,019925	0,020575	0,096829	-0,6709	2,385701
	Brasil	206	0,008798	0,008693	0,075186	-0,248405	0,594148
	Chile	314	0,012308	0,006958	0,059511	-0,31328	4,379654
	Colômbia	164	0,013942	0,016673	0,064	-0,343835	1,324198
	México	266	0,010664	0,014801	0,069542	-0,98238	3,611684
	Peru	283	0,016231	0,011535	0,096131	0,213044	4,36401
Câmbio	Argentina	170	0,011915	0,006496	0,045573	4,199832	24,074406
	Brasil	206	0,002723	-0,002119	0,051588	0,634217	3,110423
	Chile	314	0,002609	0,001998	0,029095	1,057485	6,082354
	Colômbia	164	0,000806	-0,002944	0,038987	0,263566	0,775155
	México	266	0,006452	0,001117	0,039572	3,811025	3,289692
	Peru	283	0,003324	0,000766	0,017533	1,434576	12,27488

Como destaques em relação aos índices, registra-se o retorno médio de aproximadamente 2% do índice Merval contra o retorno inferior a 1% do índice Ibovespa. Quanto à assimetria, todas apresentaram coeficientes negativos, ou seja, maior tendência de desvios negativos do que positivos em relação à média, à exceção do índice Peruano. Já a curtose indicou que metade dos índices apresentou distribuição platicúrtica (curtose <3) e a outra metade é leptocúrtica (curtose >3). Distribuições leptocúrticas têm maior tendência a apresentar valores distantes da média, enquanto as platicúrticas são o contrário.

Em seguida, a tabela 1 contempla análises descritivas em relação ao câmbio. O retorno médio desta variável foi positivo para todos os países, tendo a Argentina o maior valor e a Colômbia o menor. A assimetria do retorno cambial foi positiva em todos os grupos, o que indica elevada concentração de ocorrências em valores baixos e maior tendência de desvios positivos em relação à média. Por fim, os indicadores de curtose foram superiores a 3 em todos os países à exceção da Colômbia. Tal fato mostra que as distribuições dos retornos cambiais são leptocúrticas.

Antes de empreender o modelo empírico, é necessário que as séries sejam estacionárias, de modo que as variáveis não podem ter raiz unitária, ou seja, que sua média e variância não sejam constantes ao longo do tempo. Portanto, os testes de raiz unitária ADF e KPSS foram aplicados para verificar a estacionariedade das séries. O teste ADF tem como hipótese nula de que a série tenha raiz unitária (não sendo estacionário), sendo assim necessário rejeitar a hipótese nula. O teste KPSS, por sua vez, tem como hipótese nula de que a série é estacionária, sendo assim necessário não rejeitar a hipótese nula.

Os resultados dos testes ADF e KPSS são apresentados na tabela 2:

Tabela 2
P-valor dos testes de raiz unitária ADF e KPSS

Variável	País	ADF	KPSS
Índice	Argentina	< 0,01	> 0,10
	Brasil	< 0,01	> 0,10
	Chile	< 0,01	0,02
	Colômbia	< 0,01	< 0,10
	México	< 0,01	> 0,10
	Peru	< 0,01	0,05
Câmbio	Argentina	< 0,01	> 0,10
	Brasil	< 0,01	> 0,10
	Chile	< 0,01	> 0,10
	Colômbia	< 0,01	> 0,10
	México	< 0,01	0,09
	Peru	< 0,01	0,01

Os resultados dos testes de raiz unitária evidenciam que as variáveis cumpriram o requisito de estacionariedade. Apesar de algumas discrepâncias entre os métodos ADF e KPSS, decidiu-se que tanto as variáveis índice quanto câmbio cumpriram o pré-requisito de não existência de raiz unitária.

A fim de fazer uma análise preliminar da relação entre os mercados de capitais e o cambial, foi feita uma regressão linear entre os retornos dos índices de mercado e taxa de câmbio. Haja vista que esse trabalho adota a abordagem do portfólio, na qual um retorno positivo no mercado acionário tem impacto negativo no mercado cambial, adota-se o retorno do índice de mercado como variável independente e o retorno das taxas cambiais como variável dependente.

Os resultados são apresentados na tabela 3. Todos os coeficientes α_1 de relação entre as variáveis estudadas são negativos e significantes, com exceção da Argentina e Peru. Isso significa que um aumento no retorno de índice de mercado vai ocasionar uma queda subsequente na taxa de câmbio, ou seja, uma apreciação da taxa. O raciocínio contrário é análogo.

Os resultados confirmam a abordagem do portfólio, na qual é pressuposta uma relação negativa entre as variáveis, especialmente nos mercados latinos que experimentaram recentemente grandes fluxos de capital estrangeiro. No entanto, com exceção do Brasil, todas as demais regressões apresentaram R^2 ajustado baixo.

Tabela 3
Resultados das regressões lineares

	País					
	Argentina		Brasil		Chile	
	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância
Intercepto	0,012864	***	0,00654	*	0,003947	*
α_1	-0,047583		-0,429826	***	-0,108669	***
R ² ajustado	0,00433		0,3895		0,04636	

	Colômbia		México		Peru	
	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância	Coefficiente	Significância
	Intercepto	0,004004		0,008774	***	0,003471
α_1	-0,229359	***	-0,217747	***	-0,009054	
R ² ajustado	0,1365		0,1432		0,001086	

Nota: Nos casos em que foram detectados auto correlação temporal, através do teste de Durbin-Watson, ou heterocedasticidade, através do teste de Breusch-Pagan, o erro dos estimadores foi corrigido pela matriz HAC.

*, ** e *** corresponde à significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Parte-se então para a reestimativa do modelo por meio de regressão quantílica. A tabela 4 evidencia como os resultados da regressão resultam em coeficientes que se alteram dependendo dos quartis. As figuras 1 a 6 plotam 9 pontos que representam os coeficientes estimados resultantes de regressões para cada quartil. Ilustra-se, portanto, como a distribuição com diferentes quartis revela uma relação entre o mercado cambial e o mercado acionário que muda quando a distribuição condicional se mostra heterogênea.

Tabela 4
Resultados estimados para a regressão quantílica

País	Quartil	Coefficiente	Limite superior (95%)	Limite inferior (95%)
Argentina	0,1	-0,04766	-0,13141	0,05783
	0,2	-0,0382	-0,05923	0,01497
	0,3	-0,02272	-0,04623	0,01167
	0,4	-0,02051	-0,04454	0,0107
	0,5	-0,01176	-0,03791	0,00971
	0,6	-0,00092	-0,02412	0,00783
	0,7	-0,00549	-0,02639	0,01447
	0,8	-0,01508	-0,05528	0,02471
	0,9	-0,09036	-0,13449	-0,02592
Brasil	0,1	-0,40167	-0,45492	-0,30038
	0,2	-0,36727	-0,45348	-0,30297
	0,3	-0,39245	-0,46432	-0,29644
	0,4	-0,35471	-0,42693	-0,27936
	0,5	-0,33336	-0,43559	-0,25903

	0,6	-0.36792	-0.39521	-0.25620
	0,7	-0.34985	-0.41556	-0.30238
	0,8	-0.39515	-0.50858	-0.32229
	0,9	-0.45496	-0.60879	-0.41134
	0,1	-0.06843	-0.12799	-0.00523
	0,2	-0.10236	-0.16829	-0.04053
	0,3	-0.08076	-0.15697	-0.02896
	0,4	-0.06012	-0.12029	-0.02052
Chile	0,5	-0.04863	-0.13056	-0.01847
	0,6	-0.06052	-0.11395	-0.02047
	0,7	-0.08340	-0.14319	-0.02855
	0,8	-0.10487	-0.13148	-0.06358
	0,9	-0.14896	-0.19200	-0.06885
	0,1	-0.18002	-0.38338	0.00018
	0,2	-0.17718	-0.28855	-0.11238
	0,3	-0.23290	-0.27218	-0.12786
	0,4	-0.22162	-0.28011	-0.12899
Colômbia	0,5	-0.21145	-0.28467	-0.10645
	0,6	-0.17054	-0.33461	-0.13491
	0,7	-0.22261	-0.28813	-0.14958
	0,8	-0.25200	-0.31697	-0.21525
	0,9	-0.32418	-0.36802	-0.18777
	0,1	-0.19383	-0.23715	-0.07561
	0,2	-0.15917	-0.21952	-0.09374
	0,3	-0.14661	-0.18796	-0.11037
	0,4	-0.14175	-0.21416	-0.10904
México	0,5	-0.15948	-0.22027	-0.11494
	0,6	-0.16214	-0.25161	-0.11946
	0,7	-0.18018	-0.23003	-0.11917
	0,8	-0.19590	-0.23780	-0.13184
	0,9	-0.26210	-0.32669	-0.19815
	0,1	-0.04678	-0.06401	0.01949
	0,2	-0.02963	-0.05400	-0.00110
	0,3	-0.02514	-0.04992	-0.00740
Peru	0,4	-0.02027	-0.04516	-0.01133
	0,5	-0.03244	-0.04486	-0.01285
	0,6	-0.03506	-0.05398	-0.01477
	0,7	-0.02413	-0.04983	-0.00175

0,8	-0.01327	-0.03659	0.00534
0,9	-0.01417	-0.02387	-0.00069

Com exceção do Peru, todos os demais países apresentam um padrão relativamente similar, no qual os coeficientes tendem a ser mais negativos quando as taxas de câmbio são extremamente altas. É possível perceber pelas figuras 1 a 6 que os valores estimados dos coeficientes são mais negativos nos respectivos últimos quartis em relação aos demais quartis.

Figura 1 - Coeficientes obtidos para diferentes quartis da Argentina

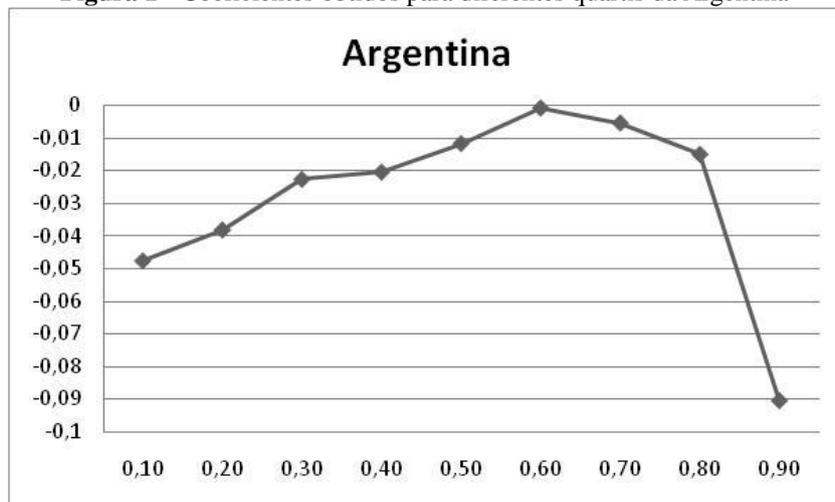


Figura 2 - Coeficientes obtidos para diferentes quartis do Brasil

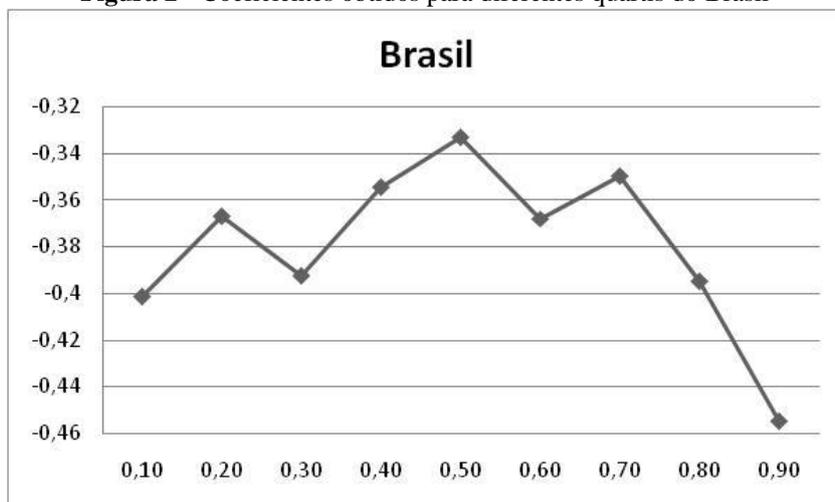


Figura 3 - Coeficientes obtidos para diferentes quartis do Chile

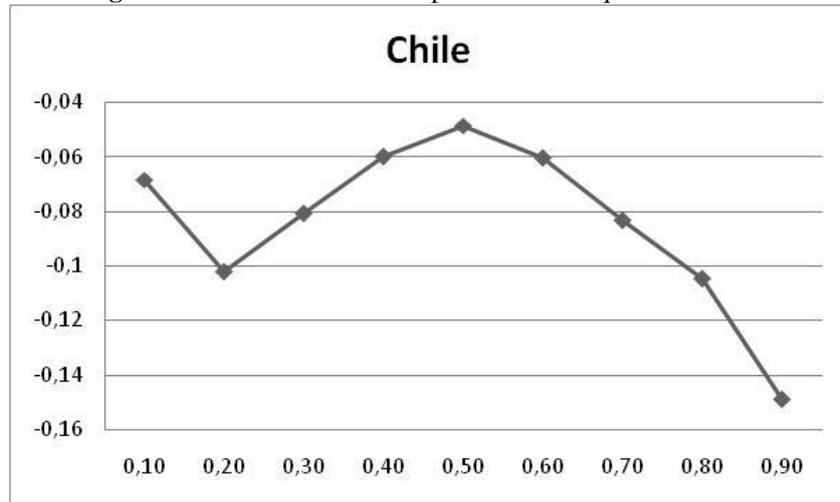


Figura 4 - Coeficientes obtidos para diferentes quartis da Colômbia

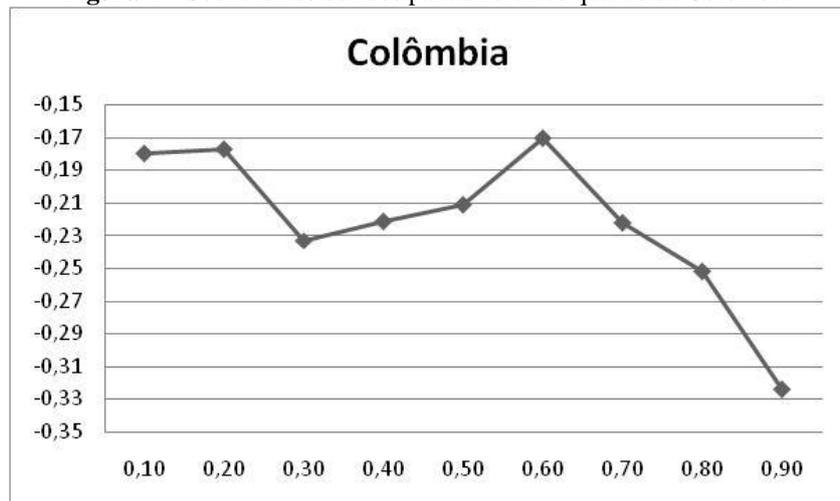


Figura 5 - Coeficientes obtidos para diferentes quartis do México

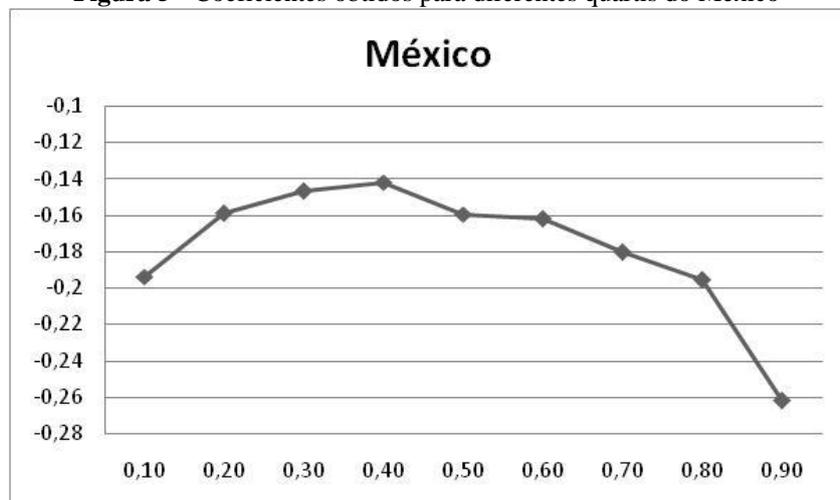
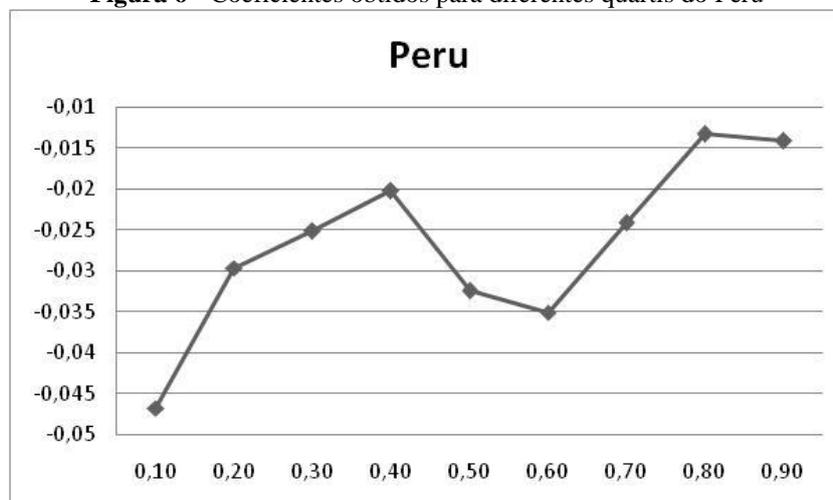


Figura 6 - Coeficientes obtidos para diferentes quartis do Peru



O coeficiente da Argentina no último quartil é -0,09036, diferente do coeficiente de -0,01176 do quinto quartil; o coeficiente do Brasil é -0,45496, o qual é mais negativo do que -0,33336 do quinto quartil; o mesmo vale para o Chile (-0,14896 comparado a -0,04863), Colômbia (-0,32418 comparado a -0,21145) e México (-0,26210 comparado a -0,15948).

É notável também que o segundo coeficiente mais negativo em termos absolutos é dado pelo primeiro quartil nos casos de Argentina, Brasil, México e Peru (o segundo quartil no caso do Chile). Ou seja, os quartis extremos revelam coeficientes mais negativos e presença de uma relação negativa maior, embora em uma escala consideravelmente maior para o último quartil do que para o primeiro. Infere-se, portanto, que a relação entre índices de mercado e taxas de câmbio é negativa, como concluído pela regressão linear feita previamente.

No entanto, essa relação é assimétrica: ela é maior em termos absolutos nos extremos, particularmente mais forte quando as taxas de câmbio são mais altas. Conclui-se pelos resultados que os mercados da América Latina se mostram muito influenciados pelo fluxo de capital estrangeiro que entra ou sai. Particularmente, quando o investimento especulativo no mercado acionário apresenta queda, a taxa de câmbio deprecia numa escala bem elevada, isto é, a taxa de câmbio se eleva numa escala maior.

De modo análogo, quando o investimento aumenta, a taxa de câmbio se aprecia, embora numa escala menor como evidenciado pela regressão quantílica. É importante salientar novamente que a abordagem do portfólio não existe sempre. É necessário que o mercado acionário seja volátil para que haja impacto significativo no mercado cambial. Se existir oportunidade clara de lucro, quantidades de capital relevantes podem entrar e sair do mercado, exercendo influência no mercado de câmbio. No caso dos mercados da América Latina, isso parece ser particularmente aplicável, tendo em vista que experimentaram grandes fluxos de capital estrangeiro nas últimas décadas.

5. CONCLUSÕES

O artigo busca entender como é a relação entre os preços das ações, representado por seu índice amplo, e taxa de câmbio, sendo essa relação: existente (negativa ou positiva) ou inexistente. Foram utilizados dados mensais dos principais índices de mercado e taxas de

câmbio de moedas da América Latina em relação ao dólar americano. A regressão linear confirma que a relação entre as duas variáveis é negativa, porém só provê a estimativa através das médias. Além disso, as regressões têm pouco poder explicativo.

Desse modo, foi aplicado o método da regressão quantílica. Os resultados mostram que, exceto o Peru, todos os cinco países apresentam um padrão, qual seja coeficientes mais negativos nos quartis extremos, especialmente nos quartis superiores nos quais o coeficiente é maior em termos absolutos. Os coeficientes negativos se mostram de acordo com a abordagem do portfólio, a qual postula que aumentos nos retornos do mercado acionário têm como consequência a queda da taxa de câmbio (apreciação).

Como demonstrado pelos resultados da regressão quantílica, a escala na qual essa relação se mostra negativa varia dependendo de diferentes condições de mercado, haja vista que a abordagem do portfólio somente se materializa quando a oportunidade de lucro é clara para o investidor estrangeiro, quando grandes quantidades de capital entram e saem de um mercado, não existindo, portanto, em situações normais.

Tendo em vista que os mercados da América Latina constituem destinos para o capital estrangeiro, pois apresentam oportunidades de ganhos não encontrados em seus países de origem, os resultados alcançados pela regressão quantílica se mostram relevantes. Nesses países, a taxa de câmbio sofre maior influência quando há grande capital estrangeiro entrando (aumentando os retornos do mercado acionário e diminuindo a taxa de câmbio) e, especialmente, quando há fuga de capital (diminuindo os retornos e aumentando a taxa de câmbio) em uma escala maior.

Como sugestão para futuras pesquisas estaria a inclusão de dados referentes à entrada de capital estrangeiro de modo a enriquecer e reforçar as conclusões que esse artigo chegou. Ademais, é possível replicar o estudo para dados diários a fim de verificar se os resultados são diferentes em relação ao uso de dados mensais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGGARWAL, R. Exchange rates and stock prices: a study of the United States capital markets under floating exchange rates. **Akron Business Economy Review**.v.12, p. 7-12, 1981.

AJAYI, R.A; MOUGOUÉ, M. On the dynamic relation between stock prices and exchange rates. **Journal of Financial Research**, 19, p. 193-207, 1996.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. **Applied Economics**, 24, p.459-464, 1992.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, 74, p. 427-431, 1979.

IBRAHIM, H.; AZIZ, H. Macroeconomic variables and the malaysainequity market: a view through rolling subsamples. **Journal of Economic Studies**, 30(1), p.6-27, 2003.

KIM K. Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. **Review of Financial Economics**, 12(3), p. 301-13, 2003.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; Shin, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, 54, p.159-178, 1992.

KOENKER, R; BASSET, G. Regression Quantiles. **Econometrica**. n. 46, 1978.

RATNER, M. A cointegration test of the impact of foreign exchange rates on U.S stock market prices. **Global Finance Journal**, 4(2), p. 93-101, 1993.

SAID, S.E.; DICKEY, D.A. Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order. **Biometrika**, 71, 599-607, 1984.

TABAK, B.M.; The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence from Brazil. **Banco Central do Brasil - Working Paper Series**, n. 124, p. 1-37, 2006.

TSAI, I-C. The relationship between stock price index and exchange rate in asian markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, 22, p-609-621, 2012.