

Precificação do risco de mercados emergentes: uma abordagem intertemporal e interquantílica

Fernanda Maria Müller (UFSM) - nandamuller90@gmail.com

Paulo Sergio Ceretta (UFSM) - ceretta@smail.ufsm.br

Bruno Milani (UFSM) - milani_bruno@yahoo.com.br

Marcelo Brutti Righi (UFSM) - marcelobrutti@hotmail.com

Resumo:

O objetivo deste estudo é analisar a dinâmica da volatilidade condicional em seis países emergentes latino-americanos e sua precificação interquantílica. Para tanto, baseia-se no modelo ICAPM de Merton (1973). Contudo, como medida de risco, ao invés da tradicional covariância, utiliza a correlação condicional dinâmica (DCC) de Engle (2002), estimada pelo método de cópulas com base na volatilidade univariada previamente estimada pelo modelo GJR-GARCH. Além disso, o modelo ICAPM é estimado por uma regressão quantílica. Os resultados evidenciam que o modelo utilizado representa um avanço, pois consegue capturar relações que antes ficavam mascaradas pela constância dos coeficientes e por não considerar as diferenças de precificação entre quartis. Em quantis inferiores condicionais a relação proporcional entre risco e retorno não se verifica. Nos quantis condicionais superiores, contudo, esta relação é válida. Ainda, foi verificado que os coeficientes das correlações entre a proxy de cada mercado e a proxy mundial não foram significativos.

Palavras-chave: ICAPM, DCC, Volatilidade Condicional, Regressão Quantílica, Cópulas

Área temática: Métodos quantitativos aplicados à gestão de custos

Precificação do risco de mercados emergentes: uma abordagem intertemporal e interquantílica

Resumo

O objetivo deste estudo é analisar a dinâmica da volatilidade condicional em seis países emergentes latino-americanos e sua precificação interquantílica. Para tanto, baseia-se no modelo ICAPM de Merton (1973). Contudo, como medida de risco, ao invés da tradicional covariância, utiliza a correlação condicional dinâmica (DCC) de Engle (2002), estimada pelo método de cópulas com base na volatilidade univariada previamente estimada pelo modelo GJR-GARCH. Além disso, o modelo ICAPM é estimado por uma regressão quantílica. Os resultados evidenciam que o modelo utilizado representa um avanço, pois consegue capturar relações que antes ficavam mascaradas pela constância dos coeficientes e por não considerar as diferenças de precificação entre quartis. Em quantis inferiores condicionais a relação proporcional entre risco e retorno não se verifica. Nos quantis condicionais superiores, contudo, esta relação é válida. Ainda, foi verificado que os coeficientes das correlações entre a *proxy* de cada mercado e a *proxy* mundial não foram significativos.

Palavras-chave: ICAPM, DCC, Volatilidade Condicional, Regressão Quantílica, Cópulas

Abstract

The objective of this study is to analyze the dynamics of conditional volatility in six emerging countries of Latin America and its pricing, based on ICAPM of Merton (1973). However, as a measure of risk, instead of traditional covariance, the dynamic conditional correlation (DCC) of Engle (2002) is used, estimated by the method of copulas based on the volatility previously estimated by univariate GJR-GARCH model. Moreover, the model is estimated by a ICAPM quantile regression. The results show that the model used represents a breakthrough because it can capture relationships that were previously masked by the constancy of the coefficients and by not considering the differences between quartiles pricing. In the lower conditional quantiles the proportional relationship between risk and return doesn't exist. In the superior conditional quantiles, however, this relationship is valid. It was also found that the coefficients of correlation between each market proxy and global market proxy were not significant.

Key words: ICAPM, DCC, Conditional Volatility, Quantile Regression, Copulas

1. Introdução

O processo de integração de mercados e fluxo de capitais entre os países, decorrente da globalização, aumentou a possibilidade de transferência de recursos entre mercados, especialmente de países desenvolvidos para países emergentes. Mesmo assim, países emergentes ainda precisam despertar interesse de investidores estrangeiros. Por sua vez, os investidores analisam a relação entre risco incorrido e a possibilidade de maiores retornos para determinar o montante de investimentos alocados em cada país.

Com a finalidade de diminuir o risco dos investimentos, que usualmente são evidenciados quando se investe em um único país, o investidor pode diversificar sua carteira com diferentes tipos de ativos em diversos países. Mercados que apresentam possibilidades de diversificação de carteiras geralmente possuem baixas correlações com outros mercados, entretanto altas correlações entre os retornos do mercado acionário podem auxiliar na previsão de futuros retornos, diminuindo a incerteza do investimento.

Até o século XX acreditava-se que os retornos das ações dependiam somente da expectativa dos investidores em relação a ganhos futuros. Essa concepção foi contestada com o trabalho de Markovitz (1952) que delineou a relação proporcional entre risco e retorno, que possibilita o cálculo do retorno esperado de uma ação considerando sua medida de risco. Sharpe (1966), Treynor (1965), Lintner (1965) e Jensen (1967) provaram matematicamente, que em uma relação de equilíbrio linear entre o excesso de retorno de um investimento e o excesso do de retorno do mercado como um todo, constituindo o que posteriormente ficou conhecido como *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Merton (1973) propôs um método alternativo denominado Modelo Internacional de Precificação de Ativos Financeiros, (ICAPM) o qual prevê em uma série de tempo uma relação transversal entre os retornos esperados e riscos.

O Modelo ICAPM de Merton (1973) considera que o prêmio de risco vem de diversas dimensões de risco, não apenas aquelas observadas na volatilidade ou beta dos ativos, mas também relativos às mudanças nas taxas de juros, mudanças nos retornos esperados sobre ativos ou nos preços de bens de consumo, de forma que investir em diversos mercados possibilita um conjunto de regras de proteção aos títulos mais eficaz do que a carteira de mercado local.

Dessa forma, esse trabalho propõe estudar a relação entre risco e retorno em seis mercados latinos, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, através da precificação pelo modelo de Internacional de Apreçamento de Ativos de Capital Financeiro (ICAPM) proposto por Merton (1973). O risco sistemático nesse modelo decorre da correlação dos retornos do mercado latinos com os retornos do mundo, contudo, neste artigo o Beta tradicional é substituído pela correlação dinâmica, utilizando o Modelo de Correlação Condicional Dinâmico (DCC) de Engle (2002). Além disso, ao fazer uso do Modelo de Regressão Quantílica, se permite que o risco e o prêmio de risco dos retornos dos mercados latinos e do mundo variem entre os quantis.

Portanto, o objetivo deste estudo é analisar a dinâmica da volatilidade condicional em países emergentes latino-americanos e sua precificação interquantílica. O artigo está organizado da seguinte forma: a seção subsequente apresenta uma breve revisão da literatura sobre ICAPM, DCC/GJR-GARCH e Regressão Quantílica. Em seguida, são apresentados os procedimentos metodológicos do estudo, os resultados obtidos, a conclusão e, por fim, as referências.

2. Revisão de Literatura

Nessa seção será apresentada uma sucinta descrição do Modelo Internacional de Precificação de Ativos Financeiros (ICAPM) proposto por Merton (1973), do Modelo de Correlação Condicional Dinâmica (DCC) proposto por Engle (2002) e do Modelo de Regressão Quantílica proposto por Koenker e Bassett (1978).

2.1 Modelo Intertemporal de Precificação de Ativos

Merton (1973) propôs o modelo Internacional de Precificação de Ativos Financeiros (ICAPM), que se refere a uma extensão do modelo clássico (CAPM) desenvolvido por Treynor (1965), Lintner (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1967), com base na relação risco/retorno delineada por Markowitz (1952). Neste modelo, os investidores não estão somente preocupados em maximizar o retorno, mas também nas oportunidades de minimização do risco idiossincrático. O tradicional modelo CAPM pode ser representado pela Equação (1):

$$R_{k,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{m,k,t} + \mu_t \quad (1)$$

Em que $R_{k,t}$ se refere ao retorno do ativo k no período t ; $R_{f,t}$ se refere ao retorno do ativo livre de risco f no período t ; $\beta_{m,k,t}$ é o coeficiente da covariância do retornos do ativo k com a *Proxy* do mercado m no período t ; μ_t é o erro gerado pela regressão no período t .

Merton (1973) estendeu o modelo CAPM, estudando a relação entre os retornos de mercados de diversos países do mundo e tomando como *Proxy* de mercado os retornos do mercado estadunidense, ou seja, da *New York Stock Exchange* (NYSE). O modelo ICAPM supõe que existe uma variação estocástica no conjunto de oportunidades de investimento entre diversos países. O retorno do mercado de um país não está associado somente à covariância do retorno entre este país e o mercado mundial, mas também ao risco específico do mercado de cada país. Conforme o modelo de Merton (1973) existe uma relação de equilíbrio entre risco e retorno, similar ao CAPM, mas agregando como medida de risco a variância do retorno de cada país, como demonstra a Equação (2):

$$R_{k,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{us,k,t} + \sigma_{k,t}^2 + \mu_t \quad (2)$$

No qual o $R_{k,t}$ se refere ao retorno do mercado k no período t ; $R_{f,t}$ se refere ao retorno do ativo livre de risco f no período t ; $\beta_{us,k,t}$ é o coeficiente da covariância do retornos do mercado k com a *Proxy* do mercado mundial us no período t ; $\sigma_{k,t}^2$ é o coeficiente da variância do mercado k no período t ; $\mu_{k,t}$ é o erro gerado pela regressão no período t .

O coeficiente de aversão ao risco relativo, segundo Merton (1973), restringe-se a ser o mesmo em todos os ativos de risco e deve ser positiva e estatisticamente significativo, o que implica uma compensação positiva da relação risco e retorno.

Dessa forma, diversos estudos visaram testar a significância de uma relação internacional entre o retorno esperado e risco no mercado acionário global. No entanto, ainda não há consenso entre a existência de um *trade off* positivo entre risco e retorno para índices de cotações de ações. Alguns estudos encontram resultados contrários à teoria, ou seja, relação negativa entre risco e retorno, a exemplo de Campbell (1987), Breen, Glosten, e Jagannathan (1989), Nelson (1991), Glosten, Jagannathan, e Runkle (1993), Whitelaw (1994), e Harvey (2001), Ang, Hodrick, Xing, and Zhang (2006).

Usando dados de 20 mercados emergentes, Harvey (1995) testa a versão internacional do CAPM, substituindo o retorno da NYSE pelo retorno da carteira mercado mundial, representado pela *MSCI World Index*, como *Proxy* de mercado. Seus resultados sugerem que os Betas do mercado acionário tendem ser suficientes para cobrir o risco e para explicar os retornos mensais observados.

Bali e Wu (2010) ao analisar os retornos do mercado acionário internacional identificaram prêmios positivos pelo risco, com o uso do modelo intertemporal CAPM. Bali e Engle (2010) examinaram o modelo ICAPM por meio da correlação condicional dinâmica (DCC) do retorno de diversos mercados com o retorno do *Dow Jones Industrial Average* (DJIA). Os autores identificaram prêmio de risco positivo e significativo após o controle de prêmio de risco induzido pela covariação condicional com fatores macroeconômicos, financeiros e de volatilidade.

Miralles-Marcelo *et al.* (2012) ao analisarem o mercado acionário espanhol no período de 1987-2007, identificaram resultados condizentes com a teoria de Merton (1973), ou seja prêmio positivo pelo risco decorrido. Tai (2012) com o uso de um modelo multivariado com distribuição *t* (MGARCH-t) analisa o risco no mercado de câmbio do Pacífico Asiático. O autor identificou que o risco varia ao longo do tempo e encontrou resultados significativos o prêmio pelo risco.

Guesmi e Nguyen (2011) estudam a dinâmica da economia global no processo de integração das quatro regiões de mercados emergentes no mercado mundial, (América Latina, Ásia, Sudeste da Europa e do Oriente Médio) a partir de uma perspectiva regional baseado em uma versão condicional do Modelo Intertemporal de Precificação de Ativos Financeiros (ICAPM) com DCC-GARCH, parâmetros que permitem alterações dinâmicas do grau de integração do mercado. Os autores identificaram que a integração dos mercados emergentes varia ao longo do tempo e que houve aumento do prêmio de risco nesses mercados.

2.2 Correlação Condicional Dinâmica

A correlação talvez seja a mais tradicional forma de mensurar a associação entre duas variáveis, sendo de grande importância para a montagem de estratégias de *hedging* e gestão de portfólios. Contudo, Engle (2002) chama a atenção para os problemas gerados pela inconstância da correlação ao longo do tempo, o que faz com que seja necessário recalcular a correlação a cada período, ajustando estas estratégias para inserir informações recentes. Este entendimento também suscita a necessidade de modelos de previsão para a correlação.

Para avançar na resolução deste problema, o modelo de Correlação Condicional Dinâmica (*Dynamic Conditional Correlation*, ou DCC) foi preconizada por Engle (2002) como forma de estimar a correlação condicional entre duas variáveis, ou seja, a correlação em cada período, ao invés de um índice estático de correlação. Baseando-se no modelo GARCH de Engle (1982) e Bollerslev (1986), Engle (2002) estima a DCC em duas etapas: primeiro obtém-se a volatilidade condicional univariada e, posteriormente, a correlação é calculada.

A medida tradicional de correlação estática, entre duas variáveis quaisquer, pode ser representada pela Eq. (3):

$$\rho_{ij,t} = \frac{E_{t-1}(R_{i,t}R_{j,t})}{\sqrt{E_{t-1}(R_{i,t}^2)E_{t-1}(R_{j,t}^2)}} \quad (3)$$

Onde $E_{t-1}(R_{i,t}R_{j,t})$ é a covariância entre R_i e R_j ; $(R_{i,t}^2)$ e $(R_{j,t}^2)$ são as variâncias de (R_i) e (R_j) . Com esta medida é possível obter um índice de correlação médio entre duas séries temporais, estático e único, ou seja, um índice comum a todo período analisado. Engle (2002) propõe que a correlação dinâmica baseia-se num modelo GARCH, definido pelas Equações. (4), (5) e (6).

$$r_{i,t} = \mu_i + \sum \phi_{i,m}r_{i,t-m} + \sum \theta_{i,n}\varepsilon_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

$$\varepsilon_{i,t} = h_{i,t}z_{i,t}, \quad z_{i,t} \sim t_\nu, \quad (5)$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \sum \alpha_{i,p}\varepsilon_{i,t-p}^2 + \sum \beta_{i,q}h_{i,t-q}. \quad (6)$$

Onde $r_{i,t}$ é o log-retorno de um ativo i no período t ; $h_{i,t}$ é a variância condicional de um ativo i no período t ; μ_i , ϕ_i , θ_i , ω_i , α_i e β_i são parâmetros; $\varepsilon_{i,t}$ é a inovação da média condicional do ativo i no período t ; $z_{i,t}$ representa um ruído branco com distribuição de *student* com ν graus de liberdade.

O Retorno, segundo o mesmo autor, ainda pode ser convenientemente escrito neste contexto como o produto entre o desvio-padrão condicional e o distúrbio padronizado, como demonstra a Equação (7).

$$r_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}}U_{i,t} \quad (7)$$

Onde $r_{i,t}$ é o retorno do ativo i no período t ; $U_{i,t}$ é o distúrbio padronizado com média zero e variância um, no período t ; $h_{i,t}$ é a variância condicional de $r_{i,t}$ no período t , estimada pela Equação [4].

Segundo Todorov e Bidarkota (2012), a Equação (8) representa a correlação dinâmica, nada mais sendo do que a substituição da Equação (7) na Equação (3).

$$\rho_{ij,t} = E_{t-1}|U_{i,t}U_{j,t}| \quad (8)$$

Percebe-se que a correlação condicional entre duas variáveis nada mais é do que a covariância condicional entre os distúrbios padronizados. Assim, é possível entender que a correlação dinâmica é um processo com dois estágios. No primeiro, a volatilidade condicional univariada é estimada por um modelo GARCH. Os coeficientes gerados são pré-requisito para o cálculo dos distúrbios padronizados ($U_{i,t}$). Estes, por sua vez, são necessários para o segundo estágio: o cálculo da covariância condicional entre eles, que é justamente o mesmo que a correlação condicional dinâmica entre as duas variáveis.

Engle (2002) utiliza a correlação dinâmica como método de previsão, em comparação a diversos modelos da família ARCH, concluindo que o DCC, de uma maneira geral, é o mais apurado.

Todorov e Bidartoka (2012) utilizam o método DCC como medida de covariância para o modelo ICAPM de Merton (1973), tornando o CAPM internacional também intertemporal. Originalmente, o ICAPM é uma expansão do modelo CAPM adaptada para a análise de índices de mercado de países diversos tomando como *Proxy* de mercado um índice do mercado estadunidense, além incluir a variância do próprio índice como variável no modelo. No caso, a covariância entre o índice e sua *Proxy* foi substituída pela DCC. Dessa forma, o modelo foi utilizado para analisar a relação entre risco e retorno de 20 mercados emergentes, demonstrando que a correlação condicional entre estes países e a *Proxy* manteve-se baixa, mas realmente variando ao longo do tempo, com distribuições não normais e sujeitas à auto-correlação. A correlação condicional de cada país é significativamente diferente, ou seja, alguns países são mais correlacionados com o mercado estadunidense do que outros. Contudo, a variância do índice de cada país apresentou coeficiente quantitativamente maior, o que reforça a

ideia de que há benefícios para o investidor norte-americano em diversificar seus investimentos em outros países, mesmo com o fortalecimento da globalização.

Ao longo do tempo, diversas alternativas e complementações foram propostas ao modelo GARCH de Engle (1982) e Bollerslev (1986). Entre elas, o GJR-GARCH é uma das mais conhecidas, tendo sido proposta por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) como uma forma de modelar a assimetria na volatilidade condicional, conforme exposto na Equação (9).

$$r_{i,t} = \mu_i + \sum \phi_{i,m} r_{i,t-m} + \sum \theta_{i,n} \varepsilon_{i,t-n} + I(\varepsilon_{t-1} < 0) + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

Onde $I(\varepsilon_{t-1} < 0)$ é uma *dummy* que toma valor 1 quando ε_{t-1} for negativo e valor nulo quando ε_{t-1} for igual ou maior que zero.

O modelo GARCH também pode ser estimado através de cópulas, como sugere a Equação (10).

$$h_{i,t}^2 = c_i + b_i h_{i,t-1}^2 + a_i \varepsilon_{i,t-1}^2. \quad (10)$$

2.3 Modelo de Regressão Quantílica

O modelo de Regressão Quantílica proposto por Koenker e Bassett (1978) é uma extensão do modelo clássico de regressão linear. O método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou MQO (do inglês *Ordinary Least Squares*) se concentra apenas na medida de tendência central, enquanto a Regressão Quantílica, permite a análise de toda a distribuição condicional da variável resposta, desse modo não está sujeito a influências de valores extremos da variável dependente (Koenker, 2005).

Koenker e Bassett (1978) introduz a técnica definindo a função quantil, assim, dada distribuição aleatória Y , que pode ser representada pela Eq. (11):

$$F(x) = P(Y \leq y) \quad (11)$$

onde para o intervalo de 0 a 1, utilizando a função inversa da distribuição têm-se a função quanto quantil:

$$F^{-1}(\tau) = Q(\tau) = \inf\{y : F(y) \geq \tau\} \quad (12)$$

Na Eq. (12) $F^{-1}(1/2)$ representa a mediana e τ -ésimo quantil de x . Os parâmetros quantílicos são encontrados por meio da minimização do erro esperado.

$$\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0)) \quad (13)$$

A τ -ésima função quantil condicional pode ser representada pela Eq. (14):

$$Q_y(\tau | x) = x' \beta(\tau) \quad (14)$$

O vetor dos parâmetros $\hat{\beta}(\tau)$ pode ser obtido por meio da solução de um problema de minimização representado pelo Eq. (15):

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i' \beta) \quad (15)$$

Onde x_i' é a τ -ésima linha X dos valores aleatórios não conhecidos. Através do problema de minimização disposto sana o problema de *outliers* difícil de ser captado por meio da regressão clássica (KOENKER E BASSETT, 1978).

Desse modo, seja U_t uma sequência de variáveis aleatórias uniformes padrão (i.i.d), com média zero e variância $\sigma^2 < \infty$, têm-se:

$$y_t = \theta_0(U_t) + \theta_1(U_t)y_{t-1} + \dots + \theta_p(U_t)y_{t-p} \quad (16)$$

que é denotado de modelo de autoregressão quantílica QAR (p). Nesse modelo o θ_j 's, são funções desconhecidas que serão estimadas em um intervalo de 0 a 1, e U_t é o quantil de y_t , em sua distribuição condicional. Deste modo, a função condicional de ordem τ de Y/X , pode ser representada pela Eq. 17:

$$Q_{y_t}(\tau|y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau)y_{t-1} + \dots + \theta_p(\tau)y_{t-p}, \quad (17)$$

ou de maneira mais simplificada, com apenas uma variável explicativa, pode ser representada pela Eq. (18):

$$Q_{\tau}(Y|x) = \alpha(\tau) + \beta(\tau)x \quad (18)$$

Com a Eqs. 17 e 18 tem-se o modelo de τ -ésima função condicional do quantil condicional de y_t , que expressa os valores passados de y_t . Os coeficientes autoregressivos quantílicos podem variar de acordo com a localização no quantil entre o intervalo 0 a 1 e apresentar dinâmica assimétrica ou persistência local. Segundo Koenker (2005) os modelos de regressão quantílica podem incorporar uma possível heterocedasticidade, detectada pela variação dos $\beta(\tau)$ nos diferentes quantis.

Dessa forma, a regressão quantílica conduz a uma análise estatística mais completa da relação estocástica entre variáveis aleatórias, em comparação à regressão clássica (KOENKER, 2005). Todavia, existe ainda uma literatura teórica substancial do modelo, incluindo alguns exemplos como Koenker e Bassett (1978), Knight (1989), Weiss (1991), Rogers (2001), Koenker e Xiao (2004), Cai e Xiao (2012).

Adrian e Brunnermeier (2010) propõe uma estratégia empírica para estimar a medida de risco, na qual as estimações são desenvolvidas por meio de Regressão Quantílica, o modelo ficou conhecido como CoVaR. Lima, Gaglianone e Oliver (2011) também procuram avaliar uma estimativa do valor de risco, por meio da regressão quantílica. Com a análise, identificou-se que a Regressão Quantílica permite identificar períodos maiores de exposição ao risco o que se refere a estimações mais robustas que o modelo clássico de regressão.

Baur, Dimpfl e Jung (2012), com o uso da regressão quantílica, analisaram o comportamento da dependência serial dos retornos das ações *Dow Jones*. Os autores identificaram que o impacto dos retornos defasados é distinto nos quantis. Os quantis extremos estão associados a rendimentos positivos ou negativos e apresentam dependência forte e distinta entre si. Já os quantis centrais a dependência é próximo a zero semelhante ao modelo MMQ.

Dessa forma, Buchinsky (1998) e Koenker e Bassett (1978) consideram que uma vantagem de usar a regressão quantílica, é que seus resultados podem ser mais robustos, em resposta aos *outliers*, por exemplo, ou a distribuições de resíduos que não apresentam normalidade.

3. Procedimentos Metodológicos

O presente estudo analisou a relação risco-retorno dos mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, cada qual com uma *Proxy* de mercado, além de uma *Proxy* para representar o mercado mundial, a *Morgan Stanley Capital International (MSCI)*, que é o valor-índice ponderado de mercado global. O período analisado

compreende 11 de julho de 2002 a 13 de julho de 2012. Os dados são oriundos do *Morgan Stanley Financial Services*.

A relação entre risco e retorno será analisada pelo modelo ICAPM, proposto por Merton (1973), especificado na Equação (2). Porém, ao invés de utilizar a covariância estática do mercado de um país com o mercado mundial como medida de risco, foi utilizado o modelo GJR-GARCH com cópulas, conforme Equações (9) e (10), baseado na correlação dinâmica, definida pela Equação (8). A utilização de modelos dinâmicos visa incrementar o modelo utilizado no sentido de captar as oscilações da correlação de cada mercado com o mercado mundial.

O Modelo ICAPM será estimado através da metodologia de regressão quantílica, definida pela Equação (17), ao invés da tradicional regressão pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), comumente utilizada. O objetivo do uso desta forma de regressão é analisar as diferenças existentes na relação entre risco e retorno em situações de retorno maior e situações de retorno menor. Os resultados da regressão quantílica podem ser mais robustos, em resposta aos *outliers*, por exemplo, ou a distribuições de resíduos que não apresentem normalidade. A seção 4 apresenta os resultados obtidos com base na metodologia proposta.

4. Resultados e Discussões

A Figura 1 demonstra as séries de retorno e de volatilidade dos mercados latinos, bem como a correlação entre estes mercados e os retornos mundiais. As séries de retornos e de volatilidades apresentam poucas discrepâncias entre os diversos mercados latinos, mas é possível verificar algumas peculiaridades. O Chile, por exemplo, apresenta menor volatilidade do que os demais. A Colômbia, por sua vez, apresenta dois momentos de crise, ao invés de apenas um, como os demais.

A Tabela 1 resume as características estatísticas básicas das séries de retornos dos mercados latinos analisados. Os valores das amostras, compostas por 2612 observações diárias, apresentam valores mínimos negativos e valores máximos positivos para todos os países analisados. Observa-se que o retorno médio diário dos mercados latinos é aproximadamente zero.

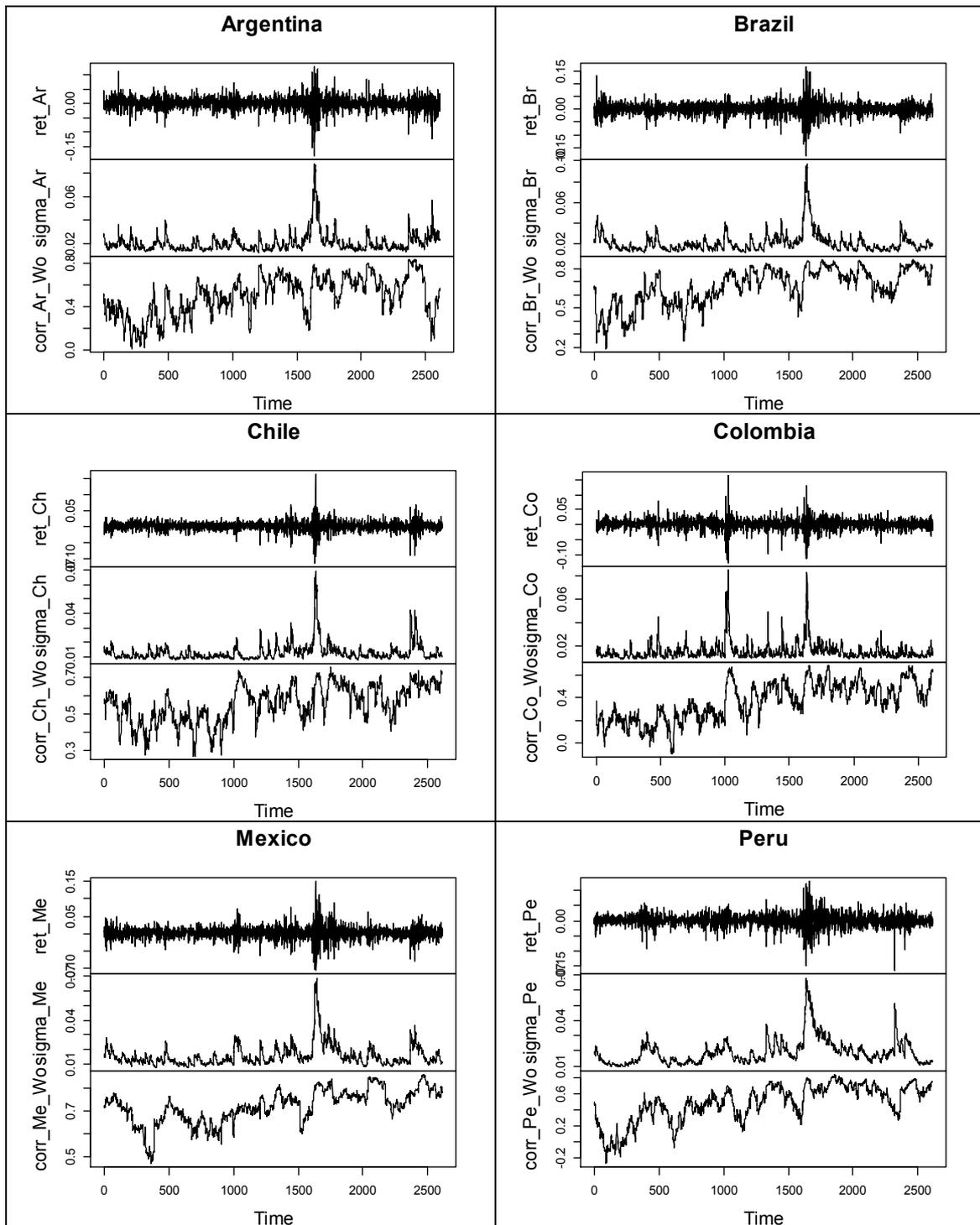


Figure 1. log-return, sigma and dinamic correlation for Latin American markets
 Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

	Arg	Bra	Chi	Col	Méx	Per	Mundo
Obs	2612	2612	2612	2612	2612	2612	2612
Mínimo	-0.184	-0.183	-0.116	-0.130	-0.109	-0.165	-0.073
Máximo	0.130	0.166	0.164	0.165	0.152	0.130	0.091
1° Quartil	-0.010	-0.011	-0.006	-0.006	-0.007	-0.008	-0.005
3° Quartil	0.012	0.014	0.009	0.010	0.009	0.011	0.006
Média	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000
Desvio P.	0.022	0.024	0.015	0.018	0.017	0.021	0.011
Assimetria	-0.590	-0.288	-0.333	-0.371	-0.091	-0.498	-0.367
Curtose	6.573	7.301	12.813	10.040	6.979	6.861	7.612

Como observado na Tabela 1, os mercados latinos apresentam excesso de curtose, uma vez que os valores foram maiores que 3, o esperado para uma distribuição normal, configurando uma distribuição leptocúrtica. Destaca-se que os maiores valores de curtose foram encontrados para os retornos do Chile e da Colômbia. De acordo com esse resultado, a distribuição do índice é mais alta (afunilada), possuindo mais probabilidade nas caudas que a distribuição normal. Em relação ao valor da simetria, percebe-se que o índice, para todos os mercados latinos, apresenta valor negativo, ou seja, concentração dos valores à esquerda da média, indicando maior probabilidade de ocorrência de altos valores negativos do que de altos valores positivos. Os resultados de assimetria negativa e o excesso de curtose indicam que os mercados latinos não apresentam distribuição normal, o que é muito comum em séries financeiras.

Também é possível verificar que alguns mercados apresentam maior desvio-padrão do que outros na distribuição de seus retornos. O desvio-padrão pode ser considerado uma medida estática de volatilidade. Chile, Colômbia e México apresentam desvio-padrão inferior a Argentina, Brasil e Peru. Contudo, chama mais a atenção que todos estão bem acima do desvio-padrão do mercado mundial, possivelmente por este último representar alto grau de diversificação.

Após a análise das estatísticas descritivas, procedeu-se a estimação da volatilidade pelo modelo GJR-GARCH, conforme coeficientes apresentados na Tabela 2. O modelo GJR é uma variação assimétrica do Modelo GARCH, cujo objetivo é avaliar a diferenciação entre os impactos positivos e negativos da série temporal. Dessa forma, leva-se em consideração que choques positivos e negativos impactam de modo distinto na volatilidade.

Verifica-se que o Beta é significativo para todos os países latinos analisados. Esse fato expressa que a volatilidade nos mercados acionários da América Latina depende da volatilidade do dia anterior. O coeficiente Alpha não foi significativo para Brasil e México, sinalizando que nestes países a volatilidade depende apenas da volatilidade do período anterior, diferentemente dos demais mercados. O valor de Gamma é positivo e significativo, exceto para o Peru, representando que os choques negativos passados têm um impacto mais forte na volatilidade condicional corrente do que choques positivos passados.

Tabela 2 – Parâmetros para o modelo GJR-GARCH-Copula-DCC

Country	GJR-GARCH ($h_{i,t}$)						Copula-DCC(mvt)		
	Omega	Alpha	Beta	Gamma	Assimetria	GL	a	B	GL
Argentina									
Coefficient	0.000	0.064	0.857	0.070	0.973	5.857	0.039	0.952	7.910
t-prob	0.010	0.000	0.000	0.042	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Brasil									
Coefficient	0.000	0.015	0.898	0.110	0.912	9.230	0.034	0.959	7.256
t-prob	0.092	0.075	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Chile									
Coefficient	0.000	0.032	0.847	0.139	0.931	11.305	0.027	0.960	13.168
t-prob	0.001	0.022	0.000	0.000	0.000	0.000	0.031	0.000	0.000
Colombia									
Coefficient	0.000	0.103	0.749	0.139	0.984	5.815	0.031	0.959	(mvnorm)
t-prob	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.002	0.000	
Mexico									
Coefficient	0.000	0.000	0.907	0.136	0.890	7.505	0.016	0.980	8.119
t-prob	0.006	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Peru									
Coefficient	0.000	0.060	0.927	0.013	0.976	5.859	0.036	0.959	16.163
t-prob	0.049	0.000	0.000	0.517	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Percebe-se que para o mercado do Peru o coeficiente Gamma não é significativo, apontando que a volatilidade condicional não sofre o efeito da distribuição assimétrica. Assim, a estimação dos coeficientes do modelo GJR-GARCH foi realizada para todos os mercados de forma univariada. A correlação dinâmica, por sua vez, visa correlacionar cada série de volatilidade calculada pelo GJR-GARCH com a volatilidade da *Proxy* que representa o mercado mundial, através do método das cópulas. Todos os coeficientes estimados pelo DCC foram significativos.

Após a estimação da volatilidade, procedeu-se a precificação pelo modelo ICAPM Quantílico. Na Tabela 3, apresentam-se os resultados referentes aos parâmetros quantílicos, bem como os coeficientes estimados pelo método MQO, para efeito de comparação, visando a precificação do risco dos seis mercados analisados. Os coeficientes da regressão quantílica são demonstrados para os quantis condicionais extremos 0,1 e 0,9, sendo que quantis inferiores estão associados aos menores retornos de mercado e os quantis superiores, aos maiores retornos.

Tabela 3 – Parâmetros para quantis extremos e ICAPM pelo MQO

	Quantile 0.1		MQO		Quantile 0.9	
	Coefficients	p-value	Coefficients	p-value	Coefficients	p-value
Argentina (Intercept)	0.006	0.093	0.003	0.061	0.006	0.112
Ar(t-1)	0.111	0.007	0.020	0.319	-0.034	0.463
sigma_Ar	-1.619	0.000	-0.163	0.004	0.765	0.000
corr_Ar_Wo	0.005	0.247	0.002	0.499	0.005	0.218
Brasil (Intercept)	0.003	0.502	0.003	0.240	0.006	0.066
Br(t-1)	0.189	0.000	0.077	0.000	-0.013	0.695
sigma_Br	-1.441	0.000	-0.022	0.673	1.213	0.000
corr_Br_Wo	0.001	0.865	-0.002	0.472	-0.008	0.054
Chile (Intercept)	0.000	0.872	0.000	0.958	0.003	0.227
Ch(t-1)	0.263	0.000	0.108	0.000	0.033	0.419
sigma_Ch	-1.465	0.000	0.002	0.962	1.091	0.000
corr_Ch_Wo	0.005	0.217	0.001	0.779	-0.002	0.517
Colombia (Intercept)	-0.010	0.022	0.000	0.857	0.012	0.001
Co(t-1)	0.237	0.000	0.105	0.000	0.048	0.206
sigma_Co	-1.050	0.000	-0.120	0.052	0.815	0.000
corr_Co_Wo	0.009	0.171	0.004	0.271	-0.006	0.351
Mexico (Intercept)	-0.001	0.846	0.002	0.513	-0.001	0.851
Me(t-1)	0.104	0.006	0.085	0.000	-0.001	0.987
sigma_Me	-1.255	0.000	0.009	0.850	1.246	0.000
corr_Me_Wo	0.002	0.772	-0.003	0.601	0.001	0.910
Peru (Intercept)	0.001	0.636	0.001	0.245	0.003	0.172
Pe(t-1)	0.161	0.001	0.038	0.052	0.011	0.817
sigma_Pe	-1.140	0.000	-0.049	0.368	0.965	0.000
corr_Pe_Wo	-0.004	0.243	0.001	0.627	0.004	0.235

Source: Research data

Ao analisar os coeficientes quantílicos condicionais, obtidos por meio do modelo ICAPM Quantílico, dispostos na Tabela 3, verifica-se que para a Argentina, no quantil inferior, o coeficiente de risco é -1.619, representando prêmio de risco negativo pelo investimento realizado, enquanto no quantil superior encontra-se prêmio de risco positivo (0,765). Dessa forma, no quantil condicional superior, a relação entre risco e retorno segue as expectativas tradicionais, em que quanto maior o risco, maior o retorno decorrido do investimento. Contudo, no quantil condicional inferior os resultados contrapõem a consolidada teoria financeira, por apresentar coeficiente de correlação negativo entre a volatilidade do mercado argentino e a volatilidade do mercado mundial.

Para os demais países analisados, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, encontraram-se resultados semelhantes aos da Argentina. Nos quantis condicionais

inferiores, associados a piores retornos de mercado, identificou-se prêmio de risco negativo, enquanto nos quantis condicionais superiores, associados a melhores retornos de mercado, verificou-se a presença de prêmios positivos pelo risco. Dessa forma, verifica-se a possibilidade, diferentemente do modelo MQO, de precificar o risco levando em consideração diferentes situações de mercado.

Ao analisar os resultados referentes aos coeficientes MQO para Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, percebe-se a dificuldade de precificação dos riscos associados aos investimentos realizados nesses países. Identificaram-se resultados significativos somente para a precificação do risco da Argentina, no qual se encontrou prêmio pelo risco negativo, indicando que quanto maior o risco, menor o retorno e vice-versa, certamente uma incongruência econômica. Outros estudos encontraram prêmio de risco negativo, como Campbell (1987), Breen, Glosten, e Jagannathan (1989), Ang, Hodrick, Xing, and Zhang (2006), resultados esses contrários à tradicional teoria financeira, a qual prevê uma relação diretamente proporcional entre risco e retorno. Por meio do modelo MQO, não se identificou relação entre a precificação do risco dos demais mercados latinos com os retornos mundiais. É possível concluir que como o método MQO estima a média dos coeficientes sem discriminação por quartil, os coeficientes dos quartis superiores anulam os dos quartis inferiores, o que explica a ausência de coeficientes significativos para a maioria dos mercados quando da estimação por este método, mascarando o fato de que é possível encontrar coeficientes significativos caso se leve em consideração os resultados de quartis que representem situações de alta e de queda. A Figura 2 auxilia a compreensão dos parâmetros quantílicos.

Corroborando com os resultados expostos anteriormente, a Figura 2 demonstra os parâmetros quantílicos para o modelo de apreçamento intertemporal de ativos de capital financeiro internacional quantílico (IIQCAPM). Verifica-se, em todos os casos, que o risco (σ) ultrapassa o intervalo de confiança MQO, confirmando a possibilidade de precificação do risco exposto ao investimento realizado nos mercados latinos analisados. Observa-se, que o prêmio pelo risco oscilou de forma diferente nos quantis condicionais dos países latinos analisados. Nos quantis condicionais inferiores identificou-se prêmio de risco negativo e quantis superiores prêmio de risco positivo.

Fica evidente que há claras diferenças dos resultados obtidos por meio do modelo MQO e do modelo de regressão quantílica. Nesse caso, os estimadores de regressão quantílica são estatisticamente diferentes dos MQO para todas as variáveis, em pelo menos um dos quantis. Coeficientes que seriam considerados constantes podem assim serem distinguidos por quantis, manifestando entre si diferenças estatisticamente significantes para a precificação do risco.

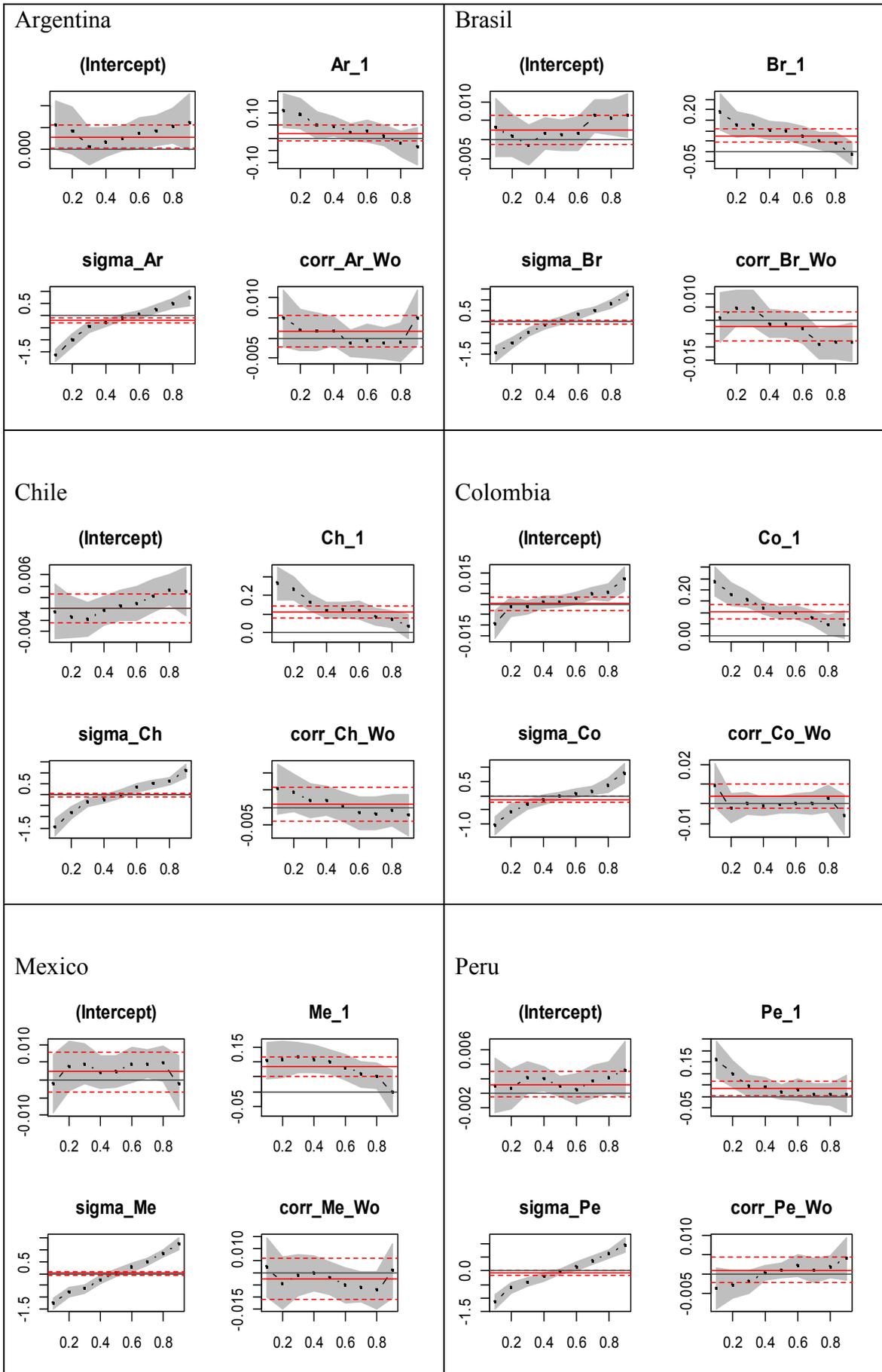


Figure 2. Parameter for ICAPM-Quantile

* os pontos pretos se referem aos quantis da Regressão Quantílica; área sombreada se refere ao intervalo de confiança de 95% da Regressão quantílica; linha vermelha (MQO) e tracejada intervalo de confiança de 95% MQO.

Considerações Finais

O objetivo deste estudo foi analisar a dinâmica da volatilidade condicional em países emergentes latino-americanos e sua precificação interquantílica. O modelo ICAPM de Merton (1973) foi a base para a precificação do risco nestes mercados, sendo estimado com base na volatilidade condicional e na regressão quantílica.

Os resultados evidenciam que o modelo utilizado representa um avanço em relação ao modelo de Merton (1973), pois consegue capturar relações que antes ficavam mascaradas pela constância dos coeficientes e por não considerar as diferenças de precificação entre quartis.

Fica evidente que em quantis inferiores condicionais a relação entre risco e retorno proposta por Markowitz (1952) e consolidada na literatura financeira atual não se verifica. Nos quantis condicionais superiores, contudo, esta relação é válida. Ainda, foi verificado que os coeficientes das correlações entre a *Proxy* de cada mercado e a *Proxy* mundial não foram significativos, contrapondo Todorov e Bidartoka (2012) e Chkili (2012).

Para o investidor estrangeiro que deseja investir nestes mercados, verifica-se uma oportunidade, pois não há correlação dos retornos das *proxys* destes mercados com os retornos da *proxy* de mercado mundial, o que gera efeitos benéficos para a diversificação. Também, a possibilidade de precificar estes mercados através de um modelo mais preciso serve como redutor de incerteza.

Referências

- ADRIAN, T.; BRUNNERMEIER, M. K. CoVaR. Princeton University Working Paper, 2010.
- ANG, A.; HODRICK, R. J.; XING, Y., ZHANG, X. The cross-section of volatility and expected returns. **Journal of Finance**, v. 61, p. 259–299, 2006.
- BALI T. G; ENGLE R. F. The intertemporal capital asset pricing model with dynamic conditional correlations. **Journal of Monetary Economics**, v. 57, n. 4, p. 377- 390, 2010.
- BALI T. G; WU, L. The role of exchange rates in intertemporal risk–return relations. **Journal of International Money and Finance**, v. 29, n. 8, p. 1670-1686, 2010.
- BAUR, D. G.; DIMPFL, T.; JUNG, R. C. Stock return autocorrelations revisited: A quantile regression approach. **Journal of Empirical Finance**, v. 19, n. 2, p. 254–265, mar. 2012.
- BREEN, W.; GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R. Economic significance of predictable variations in stock index returns. **Journal of Finance**, v. 44, p. 1177–1189, 1989
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models a practical guideline for empirical research. **The Journal of Human Resources**, v. 33, n. 1, p. 88-126, 1998.

- CAI, Z.; XIAO, Z. Semi parametric quantile regression estimation in dynamic models with partially varying coefficients. **Journal of Econometrics**, v.167, n. 2, p. 413-425, abr. 2012.
- CAMPBELL, J. Y. Stock returns and the term structure. **Journal of Financial Economics**, v. 18, p. 373–399, 1987.
- CHKILI, W. Is currency risk priced for emerging stock markets?. **Economics Bulletin**, v. 32, n. 3, p. 2267-2280, 2012.
- GLOSTEN, L.; JAGANNATHAN, R; RUNKLE, D. On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess return on stocks. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1779—1801, 1993.
- GUESMI, K; NGUYEN, D. K. How strong is the global integration of emerging market regions? An empirical assessment. **Economic Modelling**, v. 28, p. 2517–2527, 2011.
- HARVEY, C. R. The risk exposure of emerging equity markets. **World Bank Economic Review**, v. 9, p. 19–50, 1995.
- HARVEY, C. R. The specification of conditional expectations. **Journal of Empirical Finance**, v. 8, p. 573–637, 2001.
- JENSEN, M. C. The performance of mutual funds in the period of 1945-1964. **Journal of Finance**, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1967.
- KNIGHT, K. Limit theory for autoregressive-parameter estimates in an infinite-variance random walk. *Canadian Journal of Statistics*, v. 7, n. 3, p. 261–278, 1989.
- KOENKER, R. Quantile regression. New York: Cambridge University Press, 2005. (Econometric Society Monographs n. 38)
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, n. 46, p. 33–50, 1978.
- KOENKER, R.; XIAO, Z. Quantile autoregression. Texto para discussão, 2004. Disponível em: <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/qar/qar9.pdf>. Acesso em: 30 mai. 2012.
- LIMA, L. R. R.; GAGLIANONE, P. W.; OLIVER, L. Evaluating Value-at-Risk models via quantile regressions. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.29, 2011.
- MARKOWITZ, H. M. Portfólio selection. **Journal of Finance**, Oxford, v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar. 1952.
- MERTON, R. C. An Intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**, n. 41, v. 5, p. 867-887, 1973.
- MIRALLES-MARCELO, J. L.; MIRALLES-QUIRÓS, M. M.; MIRALLES-QUIRÓS, J. L. Asset pricing with idiosyncratic risk: The Spanish case. **International Review of Economics and Finance**, v. 21, p. 261-271, 2012.
- NELSON, D. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, v. 59, p. 347-370, 1991.
- Review**, v. 43, p. 63-75, 1965.
- ROGERS, A. Least absolute deviations regression under nonstandard conditions. **Econometric Theory**, v. 17, n.4, p. 820–852, 2001.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, Oxford, v. 19, n. 3, p. 425-442, set. 1964.

SHARPE, W. F. Mutual Fund Performance. **The Journal of business**, v. 39, n. 1, p.119-138, 1966.

SOLNIK, B. The International Pricing of Risk: An Empirical Investigation of the World Capital Market Structure. **The Journal of Finance**, v. 29, n. 2, p. 365–378, 1974.

TREYNOR, J. How to Rate Management of Investment Funds. **Harvard Business**

TURNER, C. M.; STARTZ, R.; NELSON, C. R. A markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. **Journal of Financial Economics**, v. 25, p. 3–22, 1989.

WEISS, A. Estimating nonlinear dynamic models using least absolute error estimation. **Econometric Theory**, v. 7, p. 46–68, 1991.

WHITELAW, R. F. Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns. **Journal of Finance**, v. 49, p. 515–541, 1994.