



O impacto do mecanismo de *market-maker* MILA na volatilidade do mercado de ações colombiano


Benedicto Kulwizira Lukanima¹

 <https://orcid.org/0000-0002-4391-5679>
E-mail: blukanima@uninorte.edu.co

Yuli Paola Gómez-Bravo¹

 <https://orcid.org/0000-0001-6851-3978>
E-mail: ygomez@uninorte.edu.co

Luis Javier Sanchez-Barrios¹

 <https://orcid.org/0000-0001-5140-3860>
E-mail: lsanchez@uninorte.edu.co

¹ Universidad del Norte, Business School, Barranquilla, Atlantico, Colômbia

Recebido em 07.05.2020 – Desk aceite em 08.07.2020 – 2ª versão aprovada em 27.11.2020
Editor-Chefe: Fábio Frezatti
Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro

RESUMO

Em 2014, a Bolsa de Valores da Colômbia iniciou a implementação de seu mecanismo de *market-maker* (MMF), com o objetivo de melhorar a eficiência do mercado. Este artigo examina o impacto do programa MMF em três aspectos relacionados à volatilidade: persistência da volatilidade, prêmio de risco e assimetria de informação. Este artigo fornece novos *insights* sobre os resultados esperados das reformas dos Mercados Integrados Latinoamericanos (MILA), especificamente do MMF sobre a volatilidade do mercado de ações colombiano, tópico este que não foi totalmente abordado na literatura existente. Este estudo, portanto, fornece informações úteis para reguladores e formuladores de políticas, buscando abordar as principais questões levantadas durante o Fórum Econômico Mundial (WEF) de 2016. Este artigo desafia os formuladores de políticas e reguladores do mercado de ações na Colômbia a revisitarem o programa de reforma e a abordarem os fatores que limitam a eficácia das reformas de mercado. Este artigo fornece justificativas para replicar o estudo para cobrir outros países do MILA devido às diferenças existentes em algumas políticas e estruturas de mercado nacional. O artigo emprega modelos de variância condicional para medir a persistência da volatilidade, prêmios de risco e assimetria de informação. Os modelos são empregados no índice de ações COLCAP (Colômbia), observado de 17 de janeiro de 2008 a 30 de maio de 2019. As observações são divididas em duas amostras – pré- e pós-MMF. Este artigo fornece evidências dos impactos das reformas do MMF no mercado de ações colombiano. Especificamente, o MMF parece ter impacto nos seguintes aspectos: (i) aumentou a magnitude na qual os retornos atuais dependem dos retornos anteriores; (ii) os retornos da carteira de investimentos, que geralmente são baixos, diminuíram após o MMF, levando a uma menor compensação de risco; (iii) o MMF não parece ter afetado a volatilidade dos retornos de mercado e a assimetria de informação; (iv) a persistência da volatilidade aumentou em magnitude.

Palavras-chave: reformas do mercado de ações, mecanismo de *market-maker* MILA, persistência da volatilidade, prêmio de risco, assimetria de informação.

Endereço para correspondência

Benedicto Kulwizira Lukanima

Universidad del Norte, Business School
Km.5 Vía Puerto
Área Metropolitana – Barranquilla – Atlantico – Colômbia



1. INTRODUÇÃO

No dia 6 de março de 2014, a Bolsa de Valores da Colômbia aderiu ao mecanismo de *market-maker* (MMF) e tornou-se a quarta bolsa da América Latina a adotá-lo. Ele seguiu um novo veículo de reforma do mercado, conhecido como Mercados Integrados Latinoamericanos (MILA), que foi estabelecida em 2011 por três países (Colômbia, Chile e Peru) e à qual o México se juntou em 2014. O principal motivo do MILA é atingir a eficiência do mercado criando e promovendo a integração transfronteiriça dos mercados de ações na aliança do Pacífico por meio da harmonização das regulamentações que regem os mercados de capitais na região, assumindo a custódia dos participantes envolvidos nos países membros e promovendo o uso de tecnologia avançada nos mercados de ações. Operacionalmente, MILA possui uma rede de corretores registrados em cada um dos quatro países membros, que estão autorizados a comprar e vender ações de qualquer empresa registrada listada no mercado integrado em moeda local. O MMF, portanto, pretende facilitar a integração do MILA, criando uma rede de comunicação eficaz que permita que um único registro de emissão em qualquer país acesse investidores em todos os quatro mercados. Mais especificamente, o MMF visava criar eficiência de mercado por meio da estruturação e implementação de um compromisso do corretor de ações de negociar (comprar e vender) ações.

A literatura documenta alguns estudos sobre o MILA, com poucas coisas em comum. Primeiro, eles sugerem uma integração melhorada do mercado seguindo o MILA. Em segundo lugar, eles respondem pelo desempenho do MILA em seus estágios iniciais, sem abordar os desenvolvimentos subsequentes, como o MMF. Terceiro, eles não fornecem evidências suficientes de circunstâncias específicas de cada país membro em relação à volatilidade das variantes temporais. Considerando que o MILA engloba quatro países membros, este estudo enfoca a Colômbia por vários motivos. Em junho de 2016, questões importantes foram levantadas no Fórum Econômico Mundial (WEF), que destacou os principais obstáculos que impedem o desenvolvimento de mercados de capitais eficientes na Colômbia (Wyman, 2016). Com base em indicadores de desempenho, durante o WEF, foram feitas recomendações em quatro áreas principais: incentivar maior participação do emissor; melhorar a proposta de valor do investidor; aumentar a eficiência e transparência do mercado; e atrair interesse global. Os efeitos do MILA no mercado de ações da Colômbia foram objeto de diversos estudos sem um consenso claro.

Com base em Yepes-Rios et al. (2015), seu estudo sobre o mercado de ações colombiano sugere os primeiros sinais de melhoria da internacionalização, atraindo empresas internacionais e alterando a propriedade e o

status internacional de algumas empresas. Conforme Dorodnyk (2014), a integração do mercado de ações deve estar associada a vários benefícios, como maior competitividade, transparência, fluxo de informações, eficiência de custos e responsabilidade. Outros estudos sobre o mercado colombiano indicaram retornos em queda, mas volatilidade inalterada após o MILA (Lizarzaburu et al., 2015), baixa liquidez (García et al., 2015), bem como correlação negativa com outros países membros (Espinosa-Mendez et al., 2017). De acordo com Sandoval et al. (2015), o mercado colombiano beneficiou-se do MILA como resultado da redução do risco sistemático. Portanto, esses efeitos devem se refletir na volatilidade do preço das ações devido à maior competição de mercado.

Além disso, a Bolsa de Valores da Colômbia é um dos mercados emergentes em crescimento na América Latina. Seu índice de rotatividade estava entre os mais baixos dos mercados emergentes, com um *free float* baixo de menos de 30% em 2016 que atingiu 40% em 2019. Portanto, faz sentido realizar um estudo sobre um mercado emergente em crescimento na América Latina, como a Colômbia, dada a sua relevância não só em nível regional, mas também globalmente. Este estudo contribui para a compreensão de um mercado que estudos anteriores não abrangeram ou cujos resultados ainda são inconclusivos. Especificamente, o estudo enfoca um aspecto que não foi tratado anteriormente de uma perspectiva abrangente – o impacto do MMF na volatilidade da Bolsa de Valores da Colômbia no contexto MILA.

A volatilidade é importante nos mercados de ações porque afeta a tomada de decisões entre investidores e formuladores de políticas. Este estudo, portanto, examina três aspectos relacionados à volatilidade: persistência da volatilidade, prêmio de risco e assimetria de informação. Esses fenômenos são relevantes no contexto das reformas do MMF da Colômbia porque a integração do MILA implica em aumento do tamanho do mercado e da competição. Até onde sabemos, a literatura não documentou o impacto do MMF em relação à volatilidade no mercado colombiano – a maioria dos estudos anteriores cobriu o MILA antes da adaptação do MMF. Se o MILA e o MMF forem eficazes, o impacto deve se refletir na persistência da volatilidade, no prêmio de risco e na assimetria de informação. Na verdade, colocamos uma questão desafiadora de saber se o mercado de ações responde ao MILA e ao MMF como um instrumento de reforma viral. As respostas a essa pergunta contribuem para um novo conhecimento que ilumina as implicações da reforma para investidores, formuladores de políticas e reguladores.

Nossa análise empírica usa o índice de ações (COLCAP) em modelos de volatilidade variável no

tempo para examinar se o MILA (pós-MMF) teve algum impacto no mercado. Nossas descobertas sugerem o seguinte. Em primeiro lugar, em geral, a persistência de alta volatilidade, a assimetria de informação e a compensação de risco são evidentes no mercado de ações colombiano. Em segundo lugar, o MMF parece ter um impacto sobre os seguintes aspectos: (i) a magnitude na qual os retornos atuais dependem dos retornos anteriores aumentou substancialmente; (ii) os retornos da carteira de investimentos, que geralmente são baixos, diminuíram após o MMF, levando a uma menor compensação de risco. Terceiro, o MMF parece não ter afetado a volatilidade dos retornos do mercado e a assimetria de informação.

2. LITERATURA

A literatura existente contém muitos estudos documentados sobre as características dos mercados de ações emergentes, incluindo os da região do MILA. Entre outras, a característica mais estudada está relacionada à eficiência do mercado, em que os mercados emergentes apresentam principalmente ineficiência [por exemplo, Charles e Darné (2009) e Harrison e Moore (2012)], que está associada a negociação fraca, baixa liquidez, altos custos de transação e informações não confiáveis. O fenômeno da eficiência atrai o interesse dos pesquisadores porque tende a afetar dois principais indicadores de desempenho nos mercados de ações – retornos e volatilidade. Se os mercados são eficientes, espera-se que os retornos das ações sejam voláteis, mas devem conter um prêmio de risco como compensação pela alta volatilidade. Além disso, se os mercados são eficientes, as boas e as más notícias devem ter impactos diferentes sobre a volatilidade – as más notícias tendem a desencadear mais volatilidade do que as boas notícias. Portanto, o fenômeno da eficiência também foi examinado em conjunto com a assimetria de informação devido à desigualdade no acesso à informação (Harris, 2003; Hasbrouck, 2007, 2009). O grau de compartilhamento das informações nos mercados de ações depende das características do mercado e da natureza de seus principais participantes (Choi & Sias, 2012; Choi et al., 2013; Chung & Wang, 2016; Yang, 2003).

Alguns estudos investigaram o MILA em dois contextos principais: o contexto regional e o contexto de cada país. No geral, a maioria desses estudos concentra-se nos possíveis benefícios da integração. Entre os estudos no contexto regional está o de Bolañosa et al. (2015), que enfoca o impacto do MILA na lucratividade (retorno), risco, correlação e tamanho do mercado. No geral, este estudo, que foi realizado durante as fases iniciais do MILA, corrobora Lizarzaburu et al. (2015). Suas descobertas sugerem que o MILA não teve impacto nos retornos e na volatilidade no contexto regional. No entanto, houve sinais

de redução do tamanho do mercado (volume de negócios). Leraul (2016) documenta os planos, processos e estrutura do MILA e sugere ganhos esperados de longo prazo entre investidores e emissores. Esses ganhos são explicados principalmente pelos custos de transação mais baixos esperados, riscos internacionais reduzidos e mecanismo de precificação e alocação de risco aprimorados.

Outros estudos sobre o MILA focaram na integração do mercado em relação à correlação e aonexo causal. Um estudo de Espinosa-Méndez et al. (2017) examina a correlação condicional – sua evidência de correlação aumentada é consistente com Bolañosa et al. (2015). Rojas-Mora e Chamorro-Futinico (2017) examinam o nexocausal entre os países MILA. Suas descobertas mostram uma correlação de retorno em queda, contradizendo estudos anteriores. No entanto, a transmissão de volatilidade de longo prazo pareceu aumentar após o MILA. Mais importante, a magnitude das respostas de choque entre os mercados é muito baixa, embora os impactos diminuam rapidamente. Santillán-Salgado et al. (2017) combinam modelos lineares e não lineares para correlação e integração. Seus achados corroboram outros, mostrando evidências de aumento tanto da correlação linear quanto da relação causal, mas enfraquecendo a correlação não linear. Sandoval et al. (2015) e, posteriormente, Hardy et al. (2018), chamam atenção especial ao sugerir que, na verdade, o MILA favoreceu a cointegração.

Em relação à volatilidade variável no tempo, alguns estudos sobre os mercados de ações latino-americanos fornecem evidências de assimetria de informação [por exemplo, Agudelo et al. (2011), Duarte e Young (2009), Martins e Paulo (2014) e Siqueira et al. (2017)]. No geral, esses estudos relacionam a assimetria de informações à liquidez, custo do capital, risco, retornos normais e tamanho da empresa. No entanto, seus resultados são contraditórios sobre os fatores que influenciam a assimetria de informação entre os países. O prêmio de

risco é um fenômeno relacionado à volatilidade, que tende a ser impulsionado por diversos fatores, tanto domésticos quanto internacionais. Um estudo de Berggrun et al. (2016) examinou o MILA no contexto de risco idiossincrático. Suas descobertas sugerem que os retornos não representam um prêmio de risco para o risco não sistemático, pelo menos nos estágios iniciais do MILA.

Com relação à Colômbia, estudos anteriores mostram resultados conflitantes sobre o impacto do MILA. De acordo com Bolañosa et al. (2015), os primeiros sinais de MILA mostraram ligeiras melhorias nos retornos das ações, volatilidade inalterada e tamanho de mercado em queda. Yepes-Rios et al. (2015) examinam o mercado colombiano pós-MILA, com foco nas atividades de negociação – propriedade e internacionalização de corretoras. Eles fornecem evidências de melhorias nas atividades de corretagem e mudanças na estrutura de propriedade entre as empresas.

Estudos anteriores também abordaram diversos aspectos relacionados ao mercado de ações colombiano no contexto do MILA. De acordo com Lizarzaburu et al. (2015), além de apresentar queda da lucratividade dos mercados integrados, o desempenho do mercado colombiano indicou uma leve tendência positiva após o MILA. Em termos de correlação entre os países do MILA, segundo Espinosa-Mendez et al. (2017), a Colômbia mostra uma relação negativa. García et al. (2015) aplicaram um modelo de média-variância de Markowitz ao mercado de ações colombiano entre janeiro de 2005 e dezembro de 2014 – antes da adoção do MMF. Seus resultados mostram que o principal problema enfrentado pelos investidores que implantaram a teoria de portfólio foi a liquidez das ações.

Embora a maioria dos estudos aplique dados em nível de mercado, outros restringiram-se ao nível da empresa e dos investidores. Berggrun et al. (2016) tomam uma direção diferente, aplicando dados de nível de empresa. Suas descobertas sobre as empresas da Colômbia mostram, em média, maior capitalização de mercado e que são mais líquidas do que as empresas do Peru e do Chile. Além disso, os resultados obtidos da associação entre o desvio padrão (DP) dos resíduos de Fama e French e os retornos mensais mostram que tais firmas apresentaram retornos excedentes medianos maiores do que os dos pares. Sandoval et al. (2015) aplicam a versão condicional do CAPM internacional e, por meio da medição da cointegração dos mercados antes e depois do MILA, eles descobriram que a Colômbia, como mercado, se beneficiou do MILA como resultado de uma redução no risco sistemático. Identificou-se uma anomalia do CAPM internacional, com efeito significativo na Colômbia (e nos Estados Unidos da América) antes do MILA, que desapareceu após sua implantação. Nesse sentido, Mellado e Escobari (2015) apresentaram fortes evidências de como o MILA aumentou os níveis de correlação dinâmica

entre os retornos das ações, com queda nos ganhos com a diversificação internacional por manter carteiras de diversas ações dos países membros.

Em resumo, embora a literatura cubra o MILA, ela fica aquém das reformas subsequentes após a adaptação do MMF e não fornece evidências empíricas sobre o impacto dos novos desenvolvimentos na volatilidade variável no tempo. Portanto, é necessário preencher a lacuna de conhecimento sobre o impacto do MMF para explicar as implicações da política sobre as possíveis barreiras ao desempenho do mercado. A Colômbia, que começou a implantar o MMF em 2014, mostra evidências decepcionantes em relação aos custos de transação, liquidez e retornos. Para que o MMF seja significativo, algumas melhorias devem ser perceptíveis e refletidas no mecanismo de precificação, que cobre a volatilidade. Postulamos que, uma vez que o principal objetivo do MMF é facilitar o MILA por meio do aumento da eficácia na negociação de ações, a volatilidade deve aumentar após o MMF e deve ser precificada corretamente no prêmio de risco. Além disso, como o MMF pretende melhorar o fluxo de informações no mercado, a magnitude da assimetria de informações deve aumentar.

A partir de estudos anteriores, a volatilidade é um aspecto vital para explicar o impacto do MMF em cada país membro individual, porque o objetivo conjunto do MMF (e do MILA em geral) é melhorar o desempenho do mercado e a internacionalização. Devemos esperar um aumento da volatilidade devido a fatores de risco externos e repercussões da volatilidade internacional. A evidência da relação entre o tamanho do mercado e a volatilidade é encontrada em estudos anteriores [por exemplo, Mukherjee e Mishra (2010), Todea (2016) e Zhang e Liu (2010)]. Provavelmente, a volatilidade não deve ser considerada prejudicial se for consistente com os fundamentos econômicos: ou seja, decorrente da absorção de novas informações sobre esses fundamentos ou expectativas, que se reflete na precificação das ações. Além disso, a persistência da volatilidade deve ser alta – a volatilidade realizada deve ter memória longa para ser consistente com o comportamento do mercado de ações (Andersen et al., 2003). Esse fenômeno geralmente está relacionado à difusão irregular de informações nos mercados de ações (Bollerslev & Jubinski, 1999; Chuang, 2015). Um estudo de Dutta et al. (2017), no mercado de ações canadense, mostra que a adoção de um sistema de negociação eletrônico (semelhante ao MMF) foi associada a um aumento na persistência da volatilidade e na eficiência da informação negativa.

Além disso, argumentamos que, uma vez que as reformas do MILA parecem estar associadas a mudanças na estrutura de propriedade, conforme previsto por Yepes-Rios et al. (2015), o efeito deve ser refletido no prêmio de risco e na assimetria de informação. Especificamente, se a volatilidade aumentar, devemos esperar um aumento

no prêmio de risco [ver Campbell (1992), French et al. (1987), Kumar (2018), Lintner (1965), Markowitz (1959), e Sharpe (1964)]. No entanto, alguns estudos em mercados emergentes mostram evidências de uma relação negativa entre a volatilidade e o prêmio de risco, contradizendo a teoria [por exemplo, Kumar (2018) e Sehgal e Garg (2016)]. Além disso, se o MMF melhorou a participação no mercado e o fluxo de informações, devemos esperar que a resposta dos investidores do mercado às notícias seja consistente com a evidência empírica – as más notícias devem desencadear mais volatilidade do que as boas.

3. METODOLOGIA

Este estudo aplica quatro modelos diferentes, com o objetivo de capturar a volatilidade condicional, persistência da volatilidade, assimetria de informação e prêmio de risco. Desde os trabalhos originais de Engle (1982) e Bollerslev (1986), os modelos de heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) foram transformados para se tornarem melhores ferramentas na modelagem de volatilidade. Uma revisão abrangente das aplicações desses modelos está documentada na literatura [por exemplo, Poon e Granger (2003) e Tripathy e Gil-Alana (2010)]. No geral, apesar dos novos desenvolvimentos na modelagem de volatilidade, a utilidade dos modelos do tipo ARCH são notáveis, pois eles continuam a dominar os estudos do mercado de ações até recentemente [por exemplo, Guo e Neely (2008), Lee et al. (2001), Sanyal et al. (2016), Sharma e Vipul (2016), Srinivasan (2011), Tripathy e Gil-Alana (2015) e Zhou e Zhou (2005)]. Neste artigo, aplicamos uma combinação de três modelos, que são designados para examinar a assimetria de informação: GARCH limiar (TARCH), GARCH exponencial (EGARCH) e GARCH componente (CGARCH).

O GARCH original (Bollerslev, 1986), com as equações de média e variância para o processo GARCH (q, p) pode ser escrito como:

$$R_t = \mu + \varepsilon_t; \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \simeq N(0, h_t) \quad 1$$

$$h_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad 2$$

em que p e q denotam estruturas de defasagem para os efeitos ARCH e GARCH, respectivamente. Na equação de média (1), R_t denota o logaritmo natural dos retornos das ações do mercado, ε_t é o termo de erro, que se assume ser normalmente distribuído com média 0 e variância h_t , e Ω_{t-1} representa o conjunto de informações aleatórias disponível no tempo $t-1$. Na equação de variância (2), o coeficiente ARCH, α_i , é uma medida do impacto dos choques das notícias na volatilidade condicional prevista,

Assim, para o mercado de ações colombiano, com base na teoria e nas evidências empíricas de estudos anteriores, postulamos o seguinte:

H_1 : o MMF está associado a um aumento da volatilidade. Se for esse o caso, um aumento na volatilidade está associado a um aumento no prêmio de risco.

H_2 : o MMF está associado a uma persistência de volatilidade maior, mas não permanente.

H_3 : o MMF está associado a um aumento na magnitude da assimetria de informação.

enquanto o coeficiente GARCH, β_p , mede o impacto da volatilidade passada. Juntos, α_i e β_i medem a persistência da volatilidade. Assim, se a soma de α_i e β_i for próxima, mas menor que 1, implica um efeito de volatilidade persistente dos preços das ações.

O TARCH (Glosten et al., 1993; Zakoïan, 1994), que tem a capacidade de capturar efeitos de alavancagem, pode ser apresentado da seguinte forma:

$$h_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i S_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad 3$$

em que

$$S_{t-i} = (1 \ \varepsilon_{t-i} < 0 \ e \ 0 \ \varepsilon_{t-i} \geq 0) \quad 4$$

Assim, dependendo se ε_{t-i} está acima ou abaixo do valor limite de 0, ε_{t-i}^2 tem efeitos diferentes na variância condicional h_t^2 : de modo que quando ε_{t-i} é positivo, os efeitos totais são dados por $\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$; quando ε_{t-i} é negativo, os efeitos totais são dados por $(\alpha_i + \pi_i) \varepsilon_{t-i}^2$. Portanto, π_i deve ser positivo para que as más notícias tenham impactos maiores na volatilidade condicional.

No EGARCH (Nelson, 1991), o efeito dos resíduos recentes não é quadrático como nos modelos GARCH padrão. Sua equação de variância pode ser expressa como:

$$\log(h_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right| + \pi \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} + \beta \log(h_{t-1}^2) \quad 5$$

Na equação 5, α explica a magnitude dos choques condicionais na variância condicional. A assimetria de informação é capturada pelo coeficiente π , em que boas e más notícias têm o mesmo impacto se $\pi = 0$, um choque negativo aumenta a volatilidade mais do que um choque positivo se $-1 < \pi < 0$, e choques positivos causam maior volatilidade do que choques negativos se $\pi > 0$. A persistência da volatilidade é capturada pelo coeficiente β . Recentemente, a mesma abordagem foi aplicada em estudos do mercado de ações e parece ter um desempenho

melhor do que outros modelos devido à sua característica de não linearidade [ver Sharma e Vipul (2016), Srinivasan (2011) e Tripathy e Gil-Alana (2015)].

A extensão CGARCH (Engle & Lee, 1999) tem a capacidade de descrever a dinâmica da volatilidade melhor do que outros modelos GARCH porque também pode distinguir os efeitos de longo e curto prazo. Para especificar o modelo, o modelo GARCH (1.1) padrão pode ser expresso da seguinte forma:

$$h_t^2 = \omega' + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \omega') + \beta(h_{t-1}^2 - \omega') \quad \boxed{6}$$

A equação 6 mostra a reversão da média para ω' , que é constante ao longo do tempo: portanto, $h_t^2 = \frac{\omega}{1 - \alpha - \beta}$ é o nível incondicional de volatilidade de longo prazo. Para contabilizar o nível de volatilidade variável no tempo de longo prazo, o modelo de componentes permite a reversão da média para um nível variável m_t da seguinte forma:

$$h_t^2 - m_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - m_{t-1}) + \beta(h_{t-1}^2 - m_{t-1}) \quad \boxed{7}$$

$$m_t = \omega + \rho(m_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}^2) \quad \boxed{8}$$

A equação 7 captura o componente transitório, $h_t^2 - m_t$, que converge para 0 com poder de $(\alpha + \beta)$. Na equação 8, m_t (que substituí ω) é o componente para a volatilidade variável no tempo de longo prazo, que converge para ω com poder ρ . Normalmente, ρ deve estar entre 0,99 e 1 para permitir uma convergência lenta do componente de longo prazo para ω . O CGARCH pode capturar o efeito assimétrico no componente transitório, de modo que:

$$m_t = \omega + \rho(m_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}^2) + \theta_1 z_{1t} \quad \boxed{9}$$

$$h_t^2 - m_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - m_{t-1}) + \pi(\varepsilon_{t-1}^2 - m_{t-1})d_{t-1} + \beta(h_{t-1}^2 - m_{t-1}) + \theta_2 z_{2t} \quad \boxed{10}$$

em que z são variáveis exógenas, d todo é a variável *dummy* para choques negativos, de forma que, o efeito de alavancagem transitório estará presente na variância condicional se $\pi > 0$. Aplicações recentes do modelo CGARCH na modelagem da volatilidade do mercado de ações incluem Adrian e Rosenberg (2005) e Guo e Neely (2008), entre outros.

Para medir o prêmio de risco, introduzimos variâncias condicionais na equação da média para cada um dos modelos descritos acima. Esta aplicação é adequada para bolsas de valores porque os retornos esperados devem estar relacionados ao risco esperado. Geralmente, o modelo aumenta a variância na equação da média, de modo que a equação da média (1) se torna:

$$R_t = \mu + \lambda h_t^2 + \varepsilon_t; \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \simeq N(0, h_t) \quad \boxed{11}$$

em que λ denota o coeficiente de estimativa que reflete um prêmio de risco em relação à variância condicional dos preços das ações; ou seja, ele mede a compensação risco-retorno. Um coeficiente λ positivo (e estatisticamente significativo) implica que os retornos carregam um prêmio de risco e vice-versa. No contexto dos mercados de ações, até recentemente, vários estudos aplicaram diferentes versões dos modelos GARCH-M [por exemplo, Abdalla (2012) e Guo e Neely (2008)].

4. DADOS E TESTES PRELIMINARES

Usamos observações diárias do índice COLCAP, que inclui a maioria das ações negociadas ativamente. Os dados foram obtidos na Bolsa de Valores da Colômbia no período de 17 de janeiro de 2008 a 30 de maio de 2019, abrangendo 2770 observações de pregões. O índice, que era cotado em pesos colombianos, foi transformado em logaritmos naturais, em que a primeira diferença logarítmica implica retornos de mercado.

Para determinar as subamostras pré e pós-MMF, testamos se o programa MMF criou uma mudança de regime. Portanto, aplicamos a abordagem de Bai-Perron (2003) para vários pontos de interrupção. Com base na

estatística F de 3,01, os cinco pontos de quebra a seguir foram detectados em um nível de significância de 5% (valor crítico = 5,85): 9 de novembro de 2010; 18 de julho de 2012; 31 de março de 2014; 15 de dezembro de 2015; e 31 de agosto de 2017. Atentamos para 31 de março de 2014, data que coincide com o início da implementação da Resolução Externa 025 de 2013 na Bolsa de Valores da Colômbia. Utilizamos essa data para dividir nossa amostra de dados em duas: amostra 1 (o período pré-MMF, terminando em 31 de março de 2014) e amostra 2 (o período pós-MMF, de 1 de abril de 2014 em diante).

Tabela 1*Estatística descritiva e normalidade*

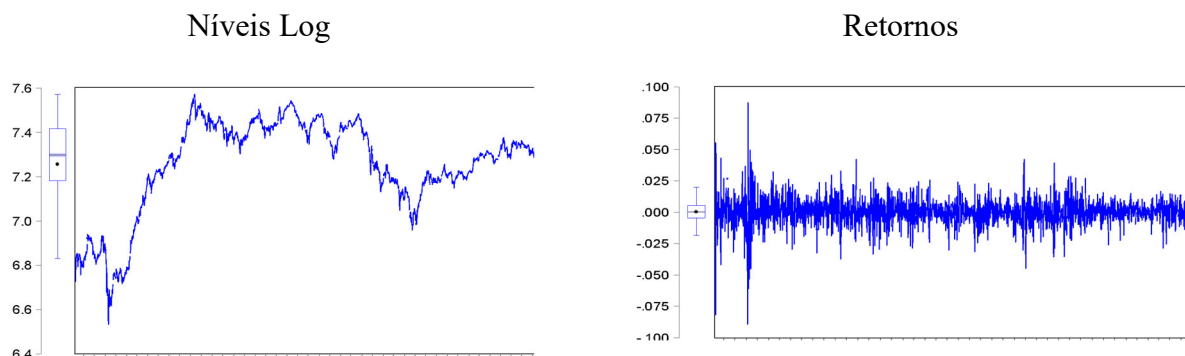
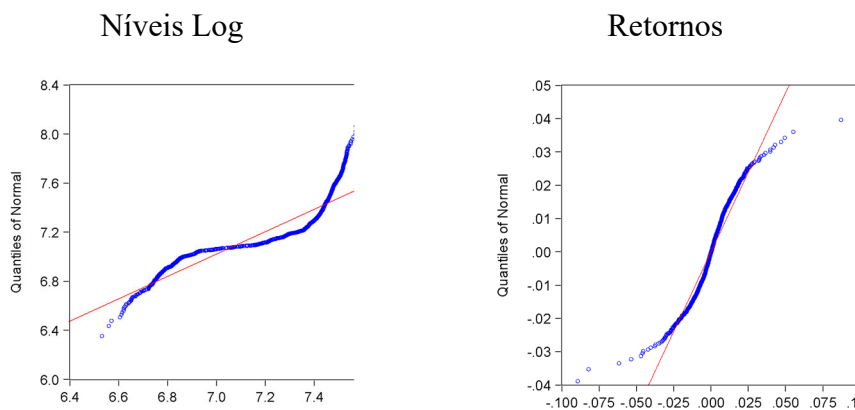
	Amostra	Observações	Média	Desvio padrão	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera
Nível Log	Todo	2.770	7,26	0,21	-1,12	3,64	621,79 (0,00)
	Amostra 1	1.496	7,25	0,26	-0,92	2,37	236,49 (0,00)
	Amostra 2	1.274	7,26	0,10	-0,17	2,85	7,41 (0,03)
Δ Log	Toda	2.769	0,00	0,01	-0,37	11,15	7.719,39 (0,00)
	Amostra 1	1.495	0,00	0,01	-0,45	11,51	4.565,24 (0,00)
	Amostra 2	1.274	-0,00	0,01	-0,17	5,74	405,56 (0,00)

Fonte: *Elaborado pelos autores.*

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva do índice em logaritmos naturais. A partir do teste de Jarque-Bera, há uma evidência muito forte de não normalidade na série do índice, o que é comum nas bolsas de valores. As médias e o DP na amostra 1 e na amostra 2 são quase iguais, sugerindo pouco ou nenhum impacto do MMF nos retornos e na volatilidade da carteira. A Figura 1 mostra a estrutura em série do índice (níveis de log) e retornos (diferenças de log). A presença de *clusters* de retorno justifica o uso de modelagem de volatilidade de variância dependente. A Figura 2 fornece uma melhor visão da distribuição do índice e dos retornos, usando quantis da normal. Claramente, os quantis da normal

não se encontram nas linhas retas diagonais, sugerindo que choques principalmente positivos afastam o índice da normalidade, enquanto choques positivos e negativos conduzem igualmente os retornos da normalidade.

Os modelos GARCH requerem estacionariedade em séries temporais. Portanto, a raiz unitária é testada usando Dickey Fuller (ADF) e Phillip-Perron (PP) aumentados. Uma discussão detalhada sobre as aplicações desses testes é encontrada em Wang (2003) e Dionisio et al. (2007). Os resultados do teste sugeriram que os níveis do índice são não estacionários enquanto os retornos são estacionários. Portanto, os dados são adequados para modelagem GARCH com retornos.

**Figura 1** *Estrutura dos preços e retornos das ações colombianas (1 de dezembro de 2006 a 13 de junho de 2011)***Fonte:** *Elaborado pelos autores.***Figura 2** *Quantis da normal***Fonte:** *Elaborado pelos autores.*

5. ESTIMATIVA EMPÍRICA E RESULTADOS

5.1 Especificações do Modelo

Em nossos modelos GARCH, as equações de média foram estimadas sem a constante (os testes preliminares sugeriram valores 0 no coeficiente da constante, e foi estatisticamente não significativo em sua maioria). No entanto, todas as equações de média incluem variáveis exógenas para diferentes propósitos. Em primeiro lugar, os retornos de ações autorregressivos (da defasagem 1 a 4) foram incluídos para examinar o efeito dos retornos anteriores sobre os retornos atuais; ou seja, se os retornos atuais puderem ser usados para prever retornos futuros em (do dia 1 ao dia 4). Em segundo lugar, o *dummy* do MMF foi introduzido nas equações de média (para toda a série) para examinar o impacto do MMF nos retornos das ações; o *dummy* carrega um valor de 0 antes de 1° de abril de 2014 e 1 depois. Terceiro, a fim de medir o prêmio de risco, SD condicional foram incluídos nas equações de média. Portanto, nosso processo GARCH é referido como GARCH-in-mean: GARCH-M, TARCH-M, EGARCH-M e CGARCH-M.

As equações de variância foram estimadas com ordens: $p = 1$ e $q = 1$. Inicialmente, todos os modelos foram estimados com três tipos de suposições de distribuição de erro: distribuição normal (Gaussiana), distribuição *t* de Student e distribuição generalizada de erro (GED), que foram estimados pelo método da máxima verossimilhança. Em seguida, diferentes critérios de informação [critérios de informação de

log-verossimilhança (LL), critérios de informação de Akaike (AIC), critérios de informação de Schwartz (SIC) e critérios de informação de Hannan-Quinn (HQIS)] foram usados para determinar a distribuição mais adequada. Embora os resultados estimados sejam consistentes para todas as suposições de distribuição, a distribuição GED parece ser a que melhor se ajusta, a partir da qual relatamos nossos resultados aqui.

5.2 Resultados Empíricos

Os resultados das equações de média e variância foram resumidos e relatados na Tabela 2. Os testes de diagnóstico foram realizados com base nos testes do multiplicador de Lagrange (LM) para ARCH nos resíduos. Um modelo é considerado eficiente se nenhum traço do ARCH permanecer, mas o próprio ARCH não invalida a inferência sobre as estimativas (Engle, 1982). Na maioria dos nossos modelos, houve indicações de poucos efeitos do ARCH, portanto, eles são considerados razoavelmente eficientes. Com base em testes de diagnóstico e classificações de critérios de informação (LL, AIC, SIC e HQIS), o modelo EGARCH-M parece superar outros modelos, à frente do TARCH-M e CGARCH. O modelo GARCH-M padrão é classificado por último. Apesar dessas classificações, os coeficientes estimados são consistentes na maioria dos casos. Em poucos casos, entretanto, em que as estimativas são contraditórias, nossas inferências são feitas dando mais peso ao EGARCH-M.

Tabela 2

Descobertas para volatilidade, prêmio de risco e assimetria de informação

Aspecto	Modelo	Todo	Amostra 1	Amostra 2	Observações
Equação de média					
Coeficientes para o efeito das informações anteriores sobre os retornos (defasagem 1)	GARCH-M	0,09	0,05	0,15	Aumento
	TARCH-M	0,10	0,06	0,15	Aumento
	EGARCH-M	0,10	0,06	0,16	Aumento
	CGARCH-M	0,09	0,06	0,15	Aumento
Equação de média					
Coeficientes para o efeito das informações anteriores sobre os retornos (defasagem 4)	GARCH-M	-0,04	-0,05	-0,01	Aumento
	TARCH-M	-0,03	-0,05	-0,01*	Possível aumento
	EGARCH-M	-0,03	-0,04*	-0,02*	Possível aumento
	CGARCH-M	-0,03*	-0,06	-0,02*	Possível aumento
Equação de média					
Coeficientes para a magnitude dos retornos da carteira (variável <i>dummy</i>)	GARCH-M, <i>Dummy</i>	-0,00*			Possível queda
	TARCH-M, <i>Dummy</i>	-0,00			Queda
	EGARCH-M, <i>Dummy</i>	-0,00			Queda
	CGARCH-M, <i>Dummy</i>	-0,00			Queda

Tabela 2

Cont.

Aspecto	Modelo	Todo	Amostra 1	Amostra 2	Observações
Equação de média					
Coeficientes para prêmio de risco	GARCH-M	0,08	0,08	0,02*	Possível queda
	TARCH-M	0,06	0,06	0,00*	Possível queda
	EGARCH-M	0,06	0,05	-0,00*	Possível queda
	CGARCH-M	0,07	0,09	0,02*	Possível queda
Equação de variância					
Coeficientes para persistência da volatilidade	GARCH-M	0,95	0,94	0,94	Sem impacto
	TARCH-M	0,89	0,84	0,87	Ligeiro aumento
	EGARCH-M	0,94	0,92	0,93	Ligeiro aumento
Persistência de curto prazo	CGARCH-M	0,70	0,54*	0,84*	Possível aumento
Persistência de longo prazo	CGARCH-M	1,04	1,04	1,02	Queda
Equação de variância					
Coeficientes para assimetria de informação	TARCH-M	0,11	0,13	0,13	Sem impacto
	EGARCH-M	-0,08	-0,09	-0,09	Sem impacto
	CGARCH-M	0,11	0,19	0,00*	Possível queda
Estatística descritiva					
Desvio padrão da variância de dependência	GARCH-M	0,01	0,01	0,01	Sem impacto
	TARCH-M	0,01	0,01	0,01	Sem impacto
	EGARCH-M	0,01	0,01	0,01	Sem impacto
	CGARCH-M	0,01	0,01	0,01	Sem impacto

Nota: Esta tabela apresenta um resumo de todas as principais conclusões da modelagem de volatilidade. As observações são baseadas na inferência geral das estimativas de cada modelo.

* = coeficientes cujas estimativas não são estatisticamente significativas, em que a inferência é feita, mas sem tirar conclusões absolutas.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em relação às equações de média, os coeficientes estimados para retornos de mercado defasados foram estatisticamente não significativos para defasagem 2 e defasagem 4, mas estatisticamente significativos para defasagem 1 e defasagem 4. Na Tabela 2, as equações de média sobre retornos de mercado defasados, todos os coeficientes de defasagem 1 são positivos. Isso sugere que os retornos anteriores estão associados a um aumento nos retornos atuais e duram somente um dia de negociação – os retornos atuais podem prever um aumento nos retornos do dia seguinte. A magnitude desses efeitos aumentou após o programa MMF, de aproximadamente 5-6% para 15-16%. Em contraste, todos os coeficientes para defasagem 4 são negativos, mas estatisticamente significativos somente para GARCH-M e TARCH-M (todo e amostra 1) e CGARCH (amostra 1). Embora esses resultados sejam fracos, eles significam que os retornos atuais do mercado podem ser usados para prever a queda nos retornos nos próximos quatro dias. A variável *dummy* para MMF (SD_{2014}) é ligeiramente negativa (aproximando-se de 0) e estatisticamente significativa, exceto para o processo GARCH-M. Portanto, embora os investidores

recebam retornos muito pequenos em geral, há evidências que sugerem uma ligeira queda nesses retornos após o programa MMF. Isso corrobora a estatística descritiva da Tabela 1, em que os retornos médios são negativos na amostra 2.

Em relação ao prêmio de risco, as estimativas para todos os modelos são consistentes. O coeficiente (λ) é positivo e estatisticamente significativo para o todo e a amostra 1 somente, o que implica consistência com a teoria de finanças. Em contraste, é estatisticamente não significativo para a amostra 2 em todos os modelos e é negativo no CGARCH-M. Com base em toda a série e na amostra 1, a compensação geral de risco é de aproximadamente 5 a 9%. Não podemos fazer inferências sobre a amostra 2 (pós-MMF) porque as estimativas não são estatisticamente significativas, mas podem implicar uma redução na compensação de risco após as reformas do MMF, talvez até nenhuma.

Em equações de variância, os coeficientes estimados para choques de notícias e choques de variância são estatisticamente significativos, exceto choques de notícias no modelo CGARCH (todo e amostra 1). Todos os modelos

são consistentes no sentido de que os coeficientes dos choques de variância são maiores do que os dos choques de notícias, sugerindo que a persistência na variância tende a ter mais influência na volatilidade condicional do que os choques de notícias. Os valores estimados para a persistência da volatilidade são relativamente altos, mas não permanentes. As reformas do MMF parecem estar associadas a nenhuma mudança ou apenas a um ligeiro aumento na persistência da volatilidade (incluindo

persistência de curto prazo). A persistência de longo prazo, no entanto, parece ter diminuído ligeiramente de 1,04 para 1,02. Os coeficientes para assimetria de informação foram estatisticamente significativos ao nível de 1%. Como esperado, o coeficiente é negativo no EGARCH e positivo no TARCH e CGARCH, exceto na amostra 2 do modelo CGARCH (que não é estatisticamente significativo). No geral, as más notícias tendem a acelerar mais a volatilidade do que as boas notícias.

6. DISCUSSÃO E IMPLICAÇÕES PARA A POLÍTICA

Este estudo tem como objetivo examinar o impacto das reformas no mercado de ações colombiano, após as integrações do MILA e a introdução do MMF. O foco principal foi como o MMF afetou a volatilidade do mercado de ações em relação a três respostas relacionadas à volatilidade: persistência, prêmio de risco e assimetria de informação. Essas três respostas são discutidas em relação aos principais objetivos do MMF, uma característica fundamental da reforma na estrutura do MILA – criar eficiência de mercado por meio da melhoria da negociação ativa de ações, auxiliada por uma comunicação eficaz no sistema de corretagem.

6.1 Prêmio de Risco

H_1 refere-se ao prêmio de risco. Postula-se que os retornos das ações devem ter um prêmio de risco como uma compensação pelo risco (volatilidade). A partir de nossas principais descobertas, os retornos das ações no mercado colombiano parecem ser consistentes com a teoria financeira sobre compensação de risco – quanto maior o risco, maior o retorno. No entanto, há indicações de que os investidores recebem menos compensação de risco após as reformas do FMM. Portanto, os resultados não são compatíveis com H_1 .

Esse impacto no prêmio de risco pode ter várias implicações. De acordo com Fattoum et al. (2014), o prêmio de risco em mercados de ações emergentes é uma função de fatores domésticos, fatores globais e risco cambial. Na Colômbia, o fato de que a implantação do MMF está associada a uma redução no prêmio de risco (ou nenhum) pode ser explicado pela evidência de uma ligeira queda nos retornos após o MMF, conforme indicado pelos coeficientes negativos da variável *dummy* do MMF (Tabela 2) e retornos negativos na estatística descritiva (Tabela 1). Ao mesmo tempo, embora os retornos pareçam ter diminuído, o DP da volatilidade condicional permaneceu inalterado em 0,01 nos períodos pré e pós-MMF (Tabela 2), consistente com o DP estático (Tabela 1).

Se as reformas do MMF, e o MILA como um todo, forem eficazes, a volatilidade do mercado de ações deve aumentar porque os investidores devem estar mais expostos a diferentes tipos de risco devido à expansão do mercado além das fronteiras nacionais. Assim, uma queda na compensação do risco pode ser um desincentivo para os investidores, que podem optar por mercados alternativos ou oportunidades de investimento em que o risco é mais bem compensado. Talvez este possa ser um dos fatores para o lento desenvolvimento do mercado de ações colombiano, medido por sua participação em deterioração do PIB em termos de tamanho, volume de negócios e *free float* [ver Arbeláez (2009) e Wyman (2016)]. De fato, a queda do crescimento anual do volume de negócios de 33,9% em 2016 para -4,5% em 2018 é alarmante.

6.2 Persistência da Volatilidade

Os resultados da Tabela 2 mostram persistência de alta volatilidade conforme o esperado, suportando H_2 . As reformas do MMF parecem ter pouco ou nenhum impacto na persistência da volatilidade. Na Figura 1, os preços das ações claramente caíram durante os estágios iniciais das reformas do MMF, junto com uma mudança no *clustering* de volatilidade em retorno (para oscilações mais altas). Isso fornece evidências de que o mercado foi inicialmente muito reativamente sensível ao MMF. Isso pode ser descrito como reações caóticas do mercado de acordo com Beran (1994) e Campbell et al. (1997). Esses resultados são consistentes com a literatura (Andersen et al. 2003; Dutta et al. 2017). No entanto, o desaparecimento dessas grandes oscilações de retorno implica que a reação caótica do mercado não durou muito. O fato de a persistência da volatilidade ser relativamente alta sugere que os investidores devem implantar estratégias de gestão de risco para corresponder às suas carteiras de investimento de longo prazo, sem se preocupar com as medidas de reforma do MMF.

6.3 Assimetria de Informação

Em relação à assimetria de informação, como esperado, nossos resultados sugerem que o mercado tende a reagir mais às más notícias do que às boas notícias, e é consistente com a teoria e evidências empíricas anteriores sobre os mercados de ações [por exemplo, Bekaert and Wu (2000), Black (1976), Brandt e Kang (2004), Brown et al. (1988), Campbell (1992), Engle e Ng (1993), French et al. (1987) e Nelson (1991)] seguido por uma série de outros estudos [por exemplo, Girard e Biswas (2007), Shin (2005) e Todea (2016)]. Claramente, o programa MMF parece não ter mudado a assimetria de informação no mercado de ações colombiano. Portanto, os resultados não são compatíveis com H_3 .

Isso pode ter várias implicações. Em particular, existe a possibilidade de que o mercado de ações colombiano não tenha mudado estruturalmente em termos de fatores que tendem a diminuir a assimetria de informação (como mais influência dos investidores institucionais e mais liquidez) e fatores que tendem a amplificar a assimetria de informação (como mais influência de investidores individuais, transferências rápidas de capital e mais atividades de *insider* [ver Chung e Wang (2016), Duarte e Young (2009), entre outros]).

Se relacionarmos os resultados sobre assimetria de informação e persistência da volatilidade aos objetivos do MMF (ou seja, criar eficiência de mercado por meio da estruturação e implantação de um compromisso do corretor de ações com a negociação de ações), e considerando as descobertas de Yepes-Rios et al. (2015) (ou seja, as iniciativas MILA resultaram em mudanças na propriedade e internacionalização das corretoras), deve haver melhorias implícitas na integração entre o mercado de ações colombiano e outros mercados. Isso ocorre porque o aprimoramento das funções dos *market-makers* deve se refletir em um fluxo mais rápido de informações e

respostas entre os participantes do mercado nos mercados interno e externo. O fato de o MMF não ter alterado as respostas do mercado na magnitude da assimetria de informação (e talvez nenhum impacto na persistência da volatilidade) implica em um mercado estagnado ou inativo contínuo. Isso também implica que o MMF pode não ter melhorado o papel dos corretores da bolsa, conforme esperado, no que diz respeito à velocidade de compartilhamento de informações, atividades de negociação e transferências de ações.

6.4 Implicações na Política

Com base em nossos resultados sobre a volatilidade, o programa MMF (dentro das reformas MILA) não parece ter melhorado a eficiência do mercado de ações colombiano, que era seu principal objetivo. Isso representa desafios para os formuladores de políticas e reguladores, exigindo a necessidade de encontrar respostas para essa questão. Este artigo não fornece respostas para esta pergunta.

Em vez disso, propomos a necessidade de investigar os fatores que dificultam a eficiência do mercado na Colômbia, mesmo após as reformas do MMF. As evidências de estudos anteriores fornecem uma lista desses fatores, como custos de transação, liquidez, velocidade e frequência das atividades de negociação, a estrutura institucional, locais de negociação alternativos e oportunidades de investimento alternativo [ver, por exemplo, Brogaard et al. (2012), Hasbrouck (1995) e O'Hara (2003)]. Além disso, os formuladores de políticas e reguladores podem considerar quais medidas devem ser tomadas para superar os fatores limitantes existentes, incluindo uma forma mais eficaz de abordar questões de recomendação durante o WEF em 2016. É possível que a estrutura e o mecanismo do MMF não sejam adequados para o mercado colombiano, o que requer reestruturação?

7. CONCLUSÃO E PESQUISA ADICIONAL

Este estudo mostra que, em geral, o MMF está associado a um aumento na magnitude em que os retornos do último dia podem prever os retornos atuais, embora os retornos médios gerais pareçam ter diminuído após o MMF. Em relação ao prêmio de risco, os resultados sugerem a existência de um *trade-off* risco-retorno positivo ao longo do período investigado. No entanto, não há evidências fortes para tirar conclusões sobre o impacto do MMF na compensação de risco, apesar dos sinais de queda. Da mesma forma, existe assimetria de informação no mercado de ações colombiano, mas o MMF não parece ter alterado sua magnitude. A persistência da volatilidade parece ser relativamente alta em geral, com uma indicação

de um ligeiro aumento após a iniciativa do MMF. Essas descobertas sugerem que a adoção do MMF na Colômbia não afetou a forma como o mercado se comporta em termos de volatilidade. No geral, isso implica falta de melhoria e, portanto, de eficácia da reforma.

Para pesquisas futuras, também pode ser valioso investigar o impacto do MMF na integração do mercado entre os quatro países membros (Colômbia, Chile, Peru e México), juntamente com um estudo comparativo sobre a extensão em que o MMF em cada país individual impactou a volatilidade e eficiência do mercado. O conhecimento sobre esses aspectos trará luz aos reguladores do mercado para melhorias adicionais, se necessário.

REFERÊNCIAS

- Abdalla, S. (2012). The risk-return trade-off in emerging stock markets: Evidence from Saudi Arabia and Egypt. *International Journal of Economics and Finance*, 4(6), 11-21.
- Adrian, T., & Rosenberg, J. (2005). *Stock returns and volatility: Pricing the long-run and short-run components of market risk* [Working Paper]. Federal Reserve Bank of New York.
- Agudelo, D., Villaraga, E., & Giraldo, S. (2011). *Does information asymmetry matter in emerging markets? Evidence from six Latin American stock markets* [Working Paper]. IDEAS.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., Labys, P. (2003). Modeling and forecasting realized volatility. *Econometrica*, 71(2), 579-625.
- Bai, J. & Perron, P. (2003). Critical values for multiple structural change tests. *Econometrics Journal*, 6(1), 72-78.
- Bekaert, G., & Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *The Review of Financial Studies*, 13(1), 1-42.
- Beran, J. (1994). *Statistics for long-memory process*. Chapman and Hall/CRC.
- Berggrun, L., Cardona, E., & Lizarzaburu, E. (2020). Firm profitability and expected stock returns: Evidence from Latin America. *Research in International Business and Finance*, 51(C).
- Berggrun, L., Lizarzaburu, E., & Cardona, E. (2016). Idiosyncratic volatility and stock returns: Evidence for the MILA. *Research in International Business*, 37(C), 422-434.
- Black, F. (1976). *Studies in stock price volatility changes. The 1976 Business Meeting of the Business and Economic Statistics Section*. American Statistical Association.
- Bolaños, E. R. L., Burneob, K., Galindoc, H., & Berggrun, L. (2015). Emerging markets integration in Latin America (MILA) stock market indicators: Chile, Colombia, and Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(39), 74-83.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., & Jubinski, D. (1999). Equity trading volume and volatility: Latent information arrivals and common long-run dependencies. *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(1), 9-21.
- Brandt, M. W., & Kang, Q. (2004). On the relationship between the conditional mean and volatility on stock returns: A latent VAR approach. *Journal of Financial Economics*, 72(2), 217-257.
- Brogaard, J., Hendershott, T., & Riordan, R. (2012). *High frequency trading and price discovery*. Social Science Research Network. <http://ssrn.com/abstract=1928510>
- Brown, K., Harlow, W. V., & Tinic, S. M. (1988). Risk aversion, uncertain information, and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 22(2), 355-385.
- Campbell, J. Y. (1992). No news is good news. *Journal of Financial Economics*, 31(3), 281-318.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1997). *The econometrics of financial markets*. Princeton University Press.
- Charles, A., & Darné, O. (2009). Variance-ratio tests of random walk: An overview. *Journal of Economic Surveys*, 23(3), 503-527.
- Choi, J. J., Lam, K. C., Sami, H., & Zhou, H. (2013). Foreign ownership and information asymmetry. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 42(2), 141-166.
- Choi, N. Y., & Sias, R. W. (2012). Why does financial strength forecast stock returns? Evidence from subsequent demand by institutional investors. *Review of Financial Studies*, 25(5), 1550-1587.
- Chuang, H. (2015). Volatility persistence in stock markets. *Economic Letters*, 113(1), 64-67.
- Chung, C., & Wang, K. (2016). The impact of individual investor trading on information asymmetry in the Korean stock market. *North American Journal of Economics and Finance*, 37(C), 472-484.
- Dionisio, A., Menezes, R., & Mendes, D. A. (2007). On the integrated behaviour of non-stationary volatility in stock markets. *Physica*, 382(1), 58-65.
- Dorodnykh, E. (2014). *Stock market integration: An international perspective*. Palgrave MacMillan.
- Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119-138.
- Dutta, S., Essaddam, N., Kumar, V., & Saadi, S. (2017). How does electronic trading affect efficiency of stock market and conditional volatility? Evidence from Toronto Stock Exchange. *Research in International Business and Finance*, 39(B), 867-877.
- Engle, R., & Lee, G. (1999). *A long-run and short-run component model of stock return volatility*. In R. Engle, & H. White (Eds.), *Cointegration, causality and forecasting*. Oxford University Press.
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50(4) 987-1008.
- Espinosa-Mendez, C., Gorigoitia, J., & Vieito, J. (2017). Is the virtual integration of financial markets beneficial in emerging markets? Evidence from MILA. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(10), 2279-2302.
- Fattoum, S., Guesmi, K., & Moschetto, B. (2014). The evolution of risk premiums in emerging stock markets: The case of Latin America and Asia region. *Journal of Applied Business Research*, 30(2) 353-360.
- French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29.
- García, F., González-Bueno, J. A., & Oliver, J. (2015). Mean-variance investment strategy applied in emerging financial markets: Evidence from the Colombian stock market. *Intellectual Economics*, 9(1)22-29.

- Girard, E., & Biswas, R. (2007). Trading volume and market volatility: Developed versus emerging stock markets. *The Financial Review*, 42(3), 429-459.
- Glosten, L. R., Jaganathan, R., & Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the normal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Guo, H., & Neely, C. J. (2008). Investigating the intertemporal risk-return relation in international stock markets with the component GARCH model. *Economics Letters*, 99(2), 371-374.
- Hardy, N., Magner, N. S., Lavin, J., Cardenas, R. A., & Jara-Bertin, M. (2018). Small consequences of a major agreement: The MILA case. *Academia Revista Latinoamericana de Administracion*, 31(4) 486-518.
- Harris, L. (2003). *Trading & exchanges – Market microstructure for practitioners*. Oxford University Press.
- Harrison, B., & Moore, W. (2012). Stock market efficiency, non-linearity, thin trading and asymmetric information in MENA stock markets. *Economic Issues*, 17(1), 77-93.
- Hasbrouck, J. (1995). One security, many markets: Determining the contributions to price discovery. *The Journal of Finance*, 50(4), 1175-1199.
- Hasbrouck, J. (2007). *Empirical market microstructure: The institutions, economics, and econometrics of securities trading*. Oxford University Press.
- Hasbrouck, J. (2009). Trading costs and returns for U.S. equities: Estimating effective costs from daily data. *Journal of Finance*, 64(3), 1445-1477.
- Kumar, R. (2018). Risk, uncertainty and stock returns predictability – A case of emerging equity markets. *Journal of Financial Economic Policy*, 10(4), 438-455.
- Lee, C. F., Chen, G. M., & Rui, O. M. (2001). Stock returns and volatility on China's stock markets. *Journal of Finance Research*, 24(4), 523-544.
- Leraul, D. J. (2016). Trading with neighbors: Regional Stock Exchange integration – The Mercado Integrado Latinoamericano. *Latin American Business Review*, 17(1), 49-71.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Lizarzaburu, E. R., Burneo, K., Galindo, H., & Berggrun, L. (2015). Emerging markets integration in Latin America (MILA) stock market indicators: Chile, Colombia, and Peru (2008-2013). *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(39) 74-83.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio selection: Efficient diversification and investments*. John Wiley and Sons.
- Martins, O., & Paulo, E. (2014). Information asymmetry in stock trading, economic and financial characteristics and corporate governance in the Brazilian stock market. *Revista Contabilidade & Finanças*, 25(64), 33-45.
- Mellado, C., & Escobari, D. (2015). Virtual integration of financial markets: A dynamic correlation analysis of the creation of the Latin American integrated market. *Applied Economics*, 47(19), 1956-1971.
- Mukherjee, K., & Mishra, R. K. (2010). Stock market integration and volatility spillover: India and its major Asian counterparts. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 235-251.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- O'Hara, M. (2003). Liquidity and price discovery. *The Journal of Finance*, 58(4), 1335-1354.
- Poon, S. H., & Granger, C. (2003). Forecasting financial market volatility: A review. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478-539.
- Rojas-Mora, J., & Chamorro-Futinico, J. C. (2017). Dynamics and volatility at stock market indexes of pacific alliance countries. *Panorama Económico*, 24(1), 71-84.
- Sandoval-Alamos, E., Vásquez-Parraga, A. Z., & Sabat Arriagada, R. (2015). Integración de los mercados accionarios de Chile, Colombia y Perú en el Mercado Integrado Latinoamericano (MILA). *Innovar*, 25, 71-84.
- Santillán-Salgado, R. J., Roldán, M., & Miranda, M. R. (2017). An exploratory study on nonlinear causality among the MILA markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(10), 2303-2317.
- Sanyal, P., Gahan, P., Sanyal, P., & Gahan, P. (2016). Volatility behaviour in emerging stock markets – A GARCH approach. *International Journal of Business Analytics and Intelligence*, 4(2), 21-35.
- Sehgal, S., & Garg, V. (2016). Cross-sectional volatility and stock returns: Evidence for emerging markets. *Vikalpa: The Journal for Decision Makers*, 41(3), 1-13.
- Sharma, P., & Vipul, P. (2016). Forecasting stock market volatility using realized GARCH model: International evidence. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 59(C), 222-230.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Shin, J. (2005). Stock returns and volatility in emerging stock markets. *International Journal of Business and Economics*, 4(1), 31-43.
- Siqueira, L., Amaral, H., & Correia, L. (2017). The effect of asymmetric information risk on returns of stocks traded on the BM&FBOVESPA. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(75), 425-444.
- Srinivasan, P. (2011). Modeling and forecasting the stock market volatility of S&P 500 index using GARCH models. *IUP Journal of Behavioral Finance*, 8(1), 51-69.
- Todea, A. (2016). Cross-correlations between volatility, volatility persistence and stock market integration: The case of emergent stock markets, *Chaos, Solitons and Fractals*, 87, 208-215.
- Tripathy, T., & Gil-Alana, L. A. (2010). Suitability of volatility models for forecasting stock market returns: A study on the Indian National Stock Exchange. *American Journal of Applied Science*, 7(11), 1487-1494.
- Tripathy, T., & Gil-Alana, L. A. (2015). Modelling time-varying volatility in the Indian stock returns: Some empirical evidence. *Review of Development Finance*, 5(2), 91-97.

- Wang, P. (2003). *Financial econometrics: Methods and models*. Routledge.
- Wyman, O. (2016). *Accelerating capital markets development in emerging economies country case studies*. The World Economic Forum.
- Yang, J. (2003). Market segmentation and information asymmetry in Chinese stock markets: A VAR analysis. *Financial Review*, 38(4), 591-609.
- Yepes-Rios, B., Gonzalez-Tapia, K., & Gonzalez-Perez, M. A. (2015). The integration of stock exchanges: The case of the Latin American Integrated Market (MILA) and its impact on ownership and internationalization status in Colombian brokerage firms. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(39), 84-93.
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-944.
- Zhang J., Liu Y. (2010). The interaction between market size and volatility of stock price: An empirical study. *Management Review*, 22(10), 22-28.
- Zhou, Q., & Zhou, Z. (2005). Stock returns, volatility, and cointegration among Chinese stock markets. *China World Economy*, 13(2), 106-122.