

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ATUÁRIA

**EFEITO DA TAXA DE JUROS NOS RETORNOS DO MERCADO DE AÇÕES:
ESTUDO EMPÍRICO DO CASO BRASILEIRO**

Lucas da Silva Placides
Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Junior

SÃO PAULO
2021

Sumário

1. Resumo
2. Introdução
3. Objetivo
4. Dados e Metodologia
5. Resultados
6. Conclusões
7. Referências
8. Apêndice

1. Resumo

Este trabalho estima a correlação dos retornos no mercado de ações brasileiro, a taxa de juros, assim como para a taxa de câmbio a partir da metodologia de estimação da variância condicional dinâmica no tempo (DCC-GARCH). A abordagem empírica permite identificar as variáveis macroeconômicas numa perspectiva de fatores de risco em relação aos retornos no mercado financeiro ou mesmo uma forma de quantificar o *benchmark* para investimento no mercado de capitais. Ao poder estimar a correlação entre as séries mensais desde a chegada do Plano Real analisa-se a dinâmica dos retornos em relação a cada variável econômica em diferentes períodos. A estimação permite que a correlação estimada e o impacto das séries macroeconômicas na volatilidade do Ibovespa sejam quantificados para cada período de tempo estudado, ao mesmo tempo em que são apresentadas algumas diferenças entre modelos estimados através das séries de tempo como retornos na forma de logaritmo natural e para a base de dados integrada em primeiro grau. Por fim, o mesmo método de estimação da correlação condicional dinâmica é aplicado para carteiras de ações criadas para poder-se comparar o impacto das séries macroeconômicas na volatilidade dos contratos de diferentes ramos de atuação na economia das empresas da bolsa brasileira.

Código JEL: G12, E44, E47

2. Introdução

Algumas intuições estão presentes quando se trata dos impactos da taxa de juros e os preços no mercado de ações. A taxa de juros é uma variável macroeconômica importante na precificação dos ativos e na determinação de renda futura. Desta forma, o interesse da literatura já esteve focado em desenvolver um arcabouço teórico que pudesse descrever a influência da taxa de juros no preço das ações, como vê-se em Merton (1978) na formulação de um modelo intertemporal de precificação de ativos, tanto quanto em fazer estudos empíricos para se ter uma ideia da direção e do impacto desta e outras macroeconômicas sobre o nível, volatilidade ou o retorno no mercado de ações. Fama (1981) traz evidências de que o retorno no mercado de ações tem relação negativa com a taxa de inflação esperada, que, para o autor, por sua vez é determinada através da taxa de juros. A análise de Fama parte de um ponto de vista do equilíbrio sob expectativas racionais e o processo de formação de capital e estima a relação entre as taxas de inflação esperadas e os retornos na bolsa americana para todo o período de tempo estudado, estendendo-se, portanto, desde 1953 até 1977. A estimativa do autor é feita para três diferentes base de dados conseguidas a partir da agregação das séries: mensal, quadrimestral e anual.

Bollerslev (1990) utiliza um modelo similar ao presente neste trabalho para estimar a correlação entre taxas de câmbio em períodos anteriores ao Sistema Monetário Europeu e para os períodos posteriores, sendo que os anos de 1973 até 1979 a porção de tempo antes da implementação do sistema e 1979 até 1985 representam os anos posteriores. A análise do autor introduz as especificações para um modelo GARCH com mais de uma variável (em outras palavras, séries de tempo), assim como a estimativa da variância condicional dinâmica entre essas séries de tempo, por sua vez, a estimativa de correlação condicional é constante no tempo. De certa forma, o trabalho do autor permitiu que o mesmo interesse empírico de Fama (1981) pudesse ser replicado sob a perspectiva da precificação de ativos. A introdução da estimativa de correlações condicionais que variam no tempo para um modelo GARCH multivariado surge no trabalho de Engle (2001) e Engle e Sheppard (2001). Esta metodologia permite com que sejam estudadas as relações entre séries de tempo financeiras e também econômicas. Analisando-se a covariância entre as séries temporais, como faz-se numa análise de precificação de ativos tenta-se entender a variações do retorno do Ibovespa tomando-se a taxa de juros real como uma série de *benchmark*. A mesma ideia também pode ser aplicada para outras séries, como a Taxa de Câmbio Real Efetiva incluída neste trabalho, representando outra “taxa de substituição”. Por fim, esse tipo de análise pode servir tanto para que se quantifique a relação entre as séries num período passado, mas também para fazer estimativa de previsões para a dinâmica futura, tornando-se oportuno na replicação deste estudo empírico modelos de previsão, ou também a mesma estimativa se separando as séries entre períodos dentro e fora da amostra.

Flannery e Protopapadakis (2002) fazem uma estimativa através de um modelo GARCH e a variância condicional dos retornos no mercado de ações americano usando séries que representam fontes de “risco não-diversificável”, sendo elas tanto anúncios de variáveis econômicas nominais e reais e também a série de tempo do prêmio de títulos da dívida americana como uma representação de uma *proxy* para a taxa de juros. Há neste artigo a

preocupação em poder incluir variáveis reais neste tipo de análise (e.g. produção industrial, produção e consumo na construção civil – assim como número de novas casas construídas, base monetária, e nível de emprego.), também adicionam o “fator surpresa” representado através de séries de tempo de expectativas de participantes do mercado para todas as séries utilizadas na análise, dessa forma o estudo cobre o período entre 1980 e 1996 para as bolsas americanas.

Estudos empíricos da relação de variáveis macroeconômicas com o retorno do mercado de ações no caso brasileiro podem ser encontrados como no exemplo de (Bernadelli, et al., 2017). Os autores estimam a relação entre algumas variáveis macroeconômicas e o a forma de log natural das variações mensais do Ibovespa entre os anos de 1994 e 2016, explicita-se a inclusão de uma variável binária para os períodos classificados pelos autores como de crise. Segundo os autores a relação do Ibovespa, num modelo especificado de forma que os estimadores sejam a elasticidade entre as séries, é inversa a taxa de câmbio em 0,2% (ou seja, -0,2%). O trabalho de (Oliveira e Frascaroli, 2014) foca em analisar quais as relações da emissão de oferta pública de ações com variáveis como: taxa de juros, produção industrial, taxa da inflação, e os retornos do Ibovespa. A metodologia empregada é de calcular funções impulso resposta sobre os modelos de vetores autorregressivos, pelos quais chegam ao resultado de que o maior determinante na autorregressão dos IPO é são os IPO no período anterior, e que dentre as variáveis macroeconômicas a Selic melhor explica a variação no IPO, chegando a 5,15% da variação. O IPCA chega a explicar 4,04% da variação dos IPO. A periodicidade dos dados no trabalho dos autores também é mensal e estende-se entre 1998 e 2012.

Pode-se argumentar que o investimento no capital de empresas abertas é outra forma de financiar as empresas além do crédito precificado através da taxa de juros, portanto, esse tipo de causalidade entre as variáveis é obscurecida numa perspectiva de precificação de ativos que representam fatores de risco em relações uns aos outros, podendo ser substituídos num mecanismo de hedge, este argumento existe em Oliveira (2006) e relaciona-se diretamente com o ponto de vista do autor que se foca na oferta pública inicial das empresas. Em outro caso, também pode-se argumentar que os movimentos nos preços dos ativos nos mercados de capitais são na verdade o resultado da relação entre oferta e demanda de contratos no cenário agregado de todos os portifólios de todos os investidores. De certo, muitos investidores em especial os "investidores profissionais", principalmente representados pelas maiores empresas financeiras do mundo usam dessa variação de preços nos contratos para sobreviverem, montando seus portifólios de acordo com suas expectativas para inúmeras séries financeiras. Nesse sentido muito se faz usando-se de modelos similares ao usado aqui para a estimação de medidas de dispersão de retornos de ativos condicionada a outras séries de tempo. Torna-se oportuno estimar a variância condicional dos retornos do Ibovespa utilizando algumas séries de tempo separadas para que representarem fatores de risco ao mercado de ações brasileiro com o intuito de entender qual a dinâmica existente entre essas variáveis ao longo do tempo.

Diferentemente de trabalhos anteriores, que estimam a correlação dos retornos com a taxa de juros, e outras séries macroeconômicas, através de uma relação fixa no tempo, pode-se estimar um modelo de correlação dinâmica condicional para obter-se as matrizes de correlação e covariância estimadas para cada período, baseando-se na informação dos períodos anteriores. Enfim, as principais questões para as quais dá-se o fomento à investigação referem-se a

identificar qual a magnitude da correlação entre os retornos e as variáveis econômicas, analisando-se as diferentes especiações para a estimativa do estudo.

3. Objetivo

O objetivo da monografia é estimar a correlação dos retornos no mercado de ação brasileiro (retornos do Ibovespa) em relação a séries econômicas tratadas como exógenas aos retornos do mercado de ações, contando com: taxa de juros e a taxa de câmbio a partir de um modelo de correlação condicional dinâmica.

Dessa forma, são especificados modelos para a taxa de juros que tentam captar diferenças entre a relação da volatilidade do Ibovespa e a Taxa de Juros Real em comparação com a Taxa Selic-over, assim como a Taxa de Câmbio Real Efetiva. Este tipo de análise traz as variáveis econômicas como fatores de risco numa perspectiva de especificação de ativos, baseando-se na concepção do modelo econométrico que foi utilizado para estimar a correlação dos retornos do mercado de ações e séries econômicas para países desenvolvidos, assim como países emergentes. A aplicação do método no caso brasileiro dá fomento a diversas questões, e traz evidência da relação das variáveis macroeconômicas desde o começo do Plano Real.

4. Dados e Metodologia

Os parâmetros para a estimativa de um modelo de correlação dinâmica condicional (DCC) são obtidos através da estimativa de um modelo GARCH multivariado em que os retornos (r_t) de k ativos são distribuídos normalmente e tem a matriz de covariância H_t . A estimativa deste modelo, por sua vez, é feita através da estimativa de modelos de variância condicional para cada série de tempo.

$$r_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

A matriz de covariância H_t é conseguida através da multiplicação entre a matriz diagonal de desvio padrões D_t , de dimensões $k \times k$, estimados para cada série e a matriz de correlação dinâmica R_t .

$$H_t \equiv D_t R_t D_t$$

A estimativa por máxima verossimilhança para as variâncias condicionais é feita da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + k \log(|H_t|) + r_t H_t^{-1} r_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + k \log(|D_t R_t D_t|) + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + k \log(|D_t|) + \epsilon_t' R_t^{-1} \epsilon_t)
\end{aligned}$$

Onde $\epsilon_t \sim N(\mathcal{O}, R_t)$ são os resíduos padronizados pelos seus desvios padrão. Desta forma, a generalização para os elementos da matriz de covariância é dada pela equação, para cada $i = 1, 2, \dots, k$.

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P_t} \alpha_{ip} r_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_t} \beta_{iq} h_{it-q}$$

A estimção da matriz de correlação dinâmica a partir dos modelos GARCH multivariados impõe condições de não estacionariedade para que essa seja positiva e definida, restringindo as variâncias, como na forma $\sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} < 1$. Desta forma, a dinâmica de correlação proposta por Engle e Sheppard (2001), é dada pela matriz:

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{11}} & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix}$$

E:

$$Q_t = \left(1 + \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n \right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\epsilon_{t-m} \epsilon'_{t-m}) + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n}$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}$$

Onde \bar{Q} é a variância não condicional da estimação GARCH para cada série de tempo. Q_t^* será a matriz diagonal formada pelos elementos da diagonal de Q_t . Os elementos da matriz de correlação R_t terão a forma $\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{ii}q_{jj}}}$.

Por sua vez, têm-se como as séries para formar o conjunto de informação os retornos do Ibovespa, os retornos da taxa de câmbio e os retornos da taxa de juros. Os dados para a aplicação empírica dos modelos foram conseguidos através do Ipea (Selic-over acumulada anual, mensal e Taxa de Câmbio Efetiva Real (TCER), calculada com base nas exportações e descontada pelo Inpc), B3 (Ibovespa) e IBGE (IPCA, variação mensal).

Tabela 1. Descrição das Séries de Tempo

	Ibovespa (R\$)	Selic (%)	TCER (2010 = 100)	IPCA (%)
Contagem	325			
Média	40.985	2,12%	133,2	1,37%
Desvio Padrão	29.366	6,10%	29,1	5,77%
Curtose	0,69	48,13	0,57	48,67
Assimetria	0,46	6,99	0,94	7,07
Mínimo	2.979	0,15%	91,4	-0,51%
25%	12.567	0,80%	112,2	0,28%
50%	42.794	1,11%	127,0	0,47%
75%	61.546	1,58%	147,8	0,76%
Máximo	119.017	50,62%	243,6	47,43%

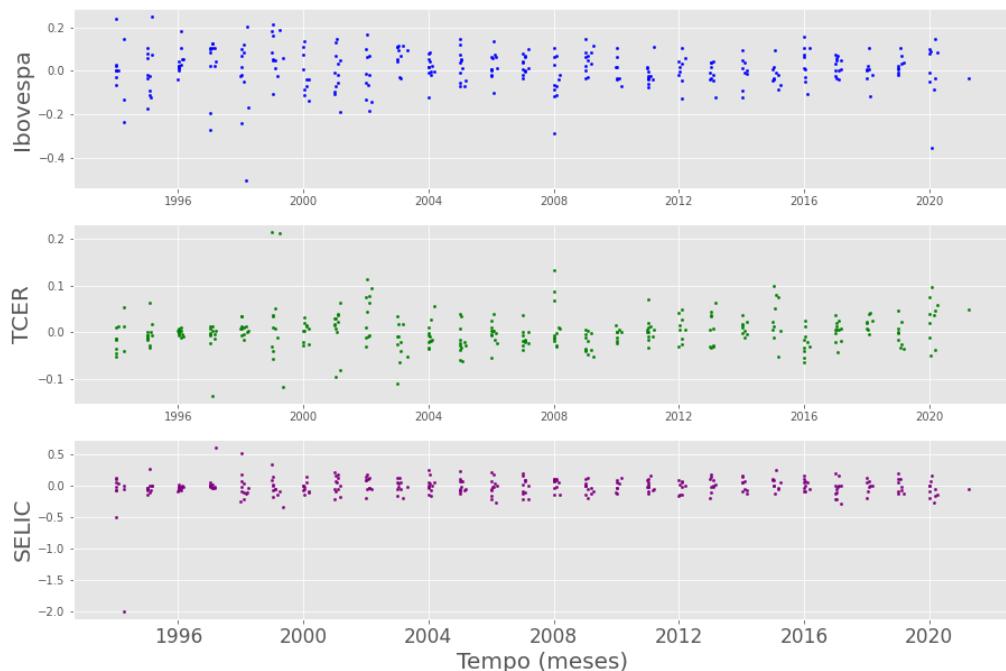
Fonte: B3, Ipea, IBGE.

A aplicação dos filtros GARCH para estimação dos parâmetros da correlação condicional requer manipulação das séries de tempo. No caso, deriva-se a forma logarítmica dos retornos, da forma $\ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$, para as séries do Ibovespa, Selic, Taxa de Câmbio Efetiva Real, assim como para a série da Taxa de Juros Real (TJR) anualizada, calculada de forma:

$TRJ = \left(\frac{1+selic_i}{1+ipca_i} \right)^{12} - 1$. Dessa forma, o período de análise vai de março de 1994 a abril de 2021. As séries representando os retornos dos ativos (índice e séries macroeconômicas.) podem ser observadas a seguir (Tabela 2. e Tabela 3.).

Tabela 2. Retornos do Ibovespa, Taxa de Câmbio Efetiva Real e Taxa Selic

Retornos do Ibovespa, TCER e SELIC

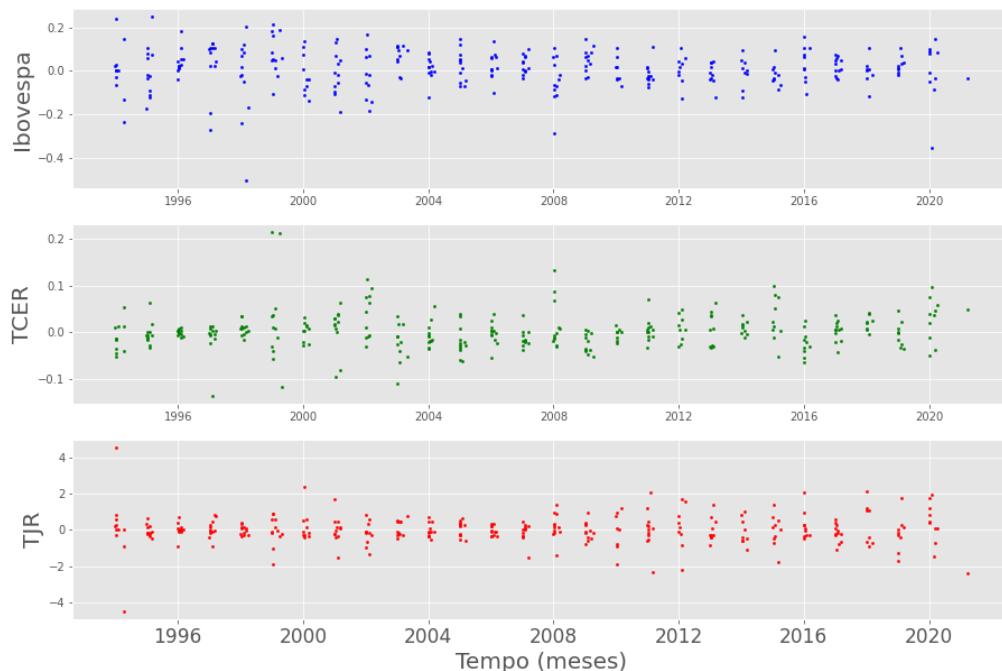


Fonte: elaboração do autor.

Tem-se, portanto, a possibilidade de estimar-se os coeficientes para a estimação da correlação dinâmica a partir de dois modelos GARCH multivariados, sendo que um utiliza os retornos da taxa Selic-over enquanto outro utiliza os retornos da Taxa de Juros Real calculada da forma explicitada anteriormente.

Tabela 3. Retornos do Ibovespa, Taxa de Câmbio Efetiva Real e Taxa de Juros Real

Retornos do Ibovespa, TCER e TJR



Fonte: elaboração do autor.

Ao utilizar-se dessa metodologia condiciona-se a estimativa da matriz de covariância da série de interesse para cada período de análise em relação às outras séries utilizadas na especificação do modelo GARCH multivariado. A partir dessa perspectiva, adotou-se no presente trabalho os modelos de estimativa de parâmetros de autocorrelação e heteroscedasticidade ($\alpha_i, \beta_i, \omega_i$), ambos em primeira ordem, podendo-se lhe referenciar como MV-GARCH (1,1). Portanto, a estimativa do modelo de correlação dinâmica será de primeira ordem também para ambos parâmetros p e q , podendo-se referenciar-se a este modelo da forma DCC (1,1).

Uma outra forma de complementar a análise sobre o tema parte da premissa de que numa análise da especificação dos ativos da bolsa brasileira, a discriminação entre alguns grupos de empresas representando ramos de atuação na economia pode ser feita para poder-se comparar com o índice geral da bolsa. Com esse fim, alguns papéis da bolsa foram selecionados para comporem grupos baseados em índices da B3 (Índice de Minerais Básicos, Índice de Comércio e Índice Financeiro), de forma que se destacam as empresas com maior volume de negociação. Assim como também foram incluídas algumas empresas mais recentes que integram a série a partir do momento em que tem sua oferta pública inicial realizada.

A forma como as carteiras são criadas consiste na simples adição do valor das ações em determinado período no tempo para compor o valor final do grupo, de forma que o número empresas em cada carteira varia com o tempo. Ainda, as carteiras estão equilibradas de acordo com o tempo médio de listagem das empresas. Ainda, o período de análise, feito pelo mesmo método que os retornos do Ibovespa, para as diferentes carteiras estende-se entre julho de 1994 e janeiro de 2021. As carteiras formadas são descritas na Tabela 4. a seguir e, seguindo a

metodologia anteriormente apresentada, a forma $\ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ para formar as séries de retornos de cada carteira tratadas como um único ativo. Os retornos dos grupos podem ser vistos na Tabela 5., e o mesmo método de estimativa para a correlação condicional e a matriz de covariâncias serão empregados utilizando-se das séries de variáveis macroeconômicas. Os grupos formados imitam ramos de atuação da economia: Financeiro, Minerais Básicos, Comércio e Agropecuária.

Tabela 4. Carteiras de Ações

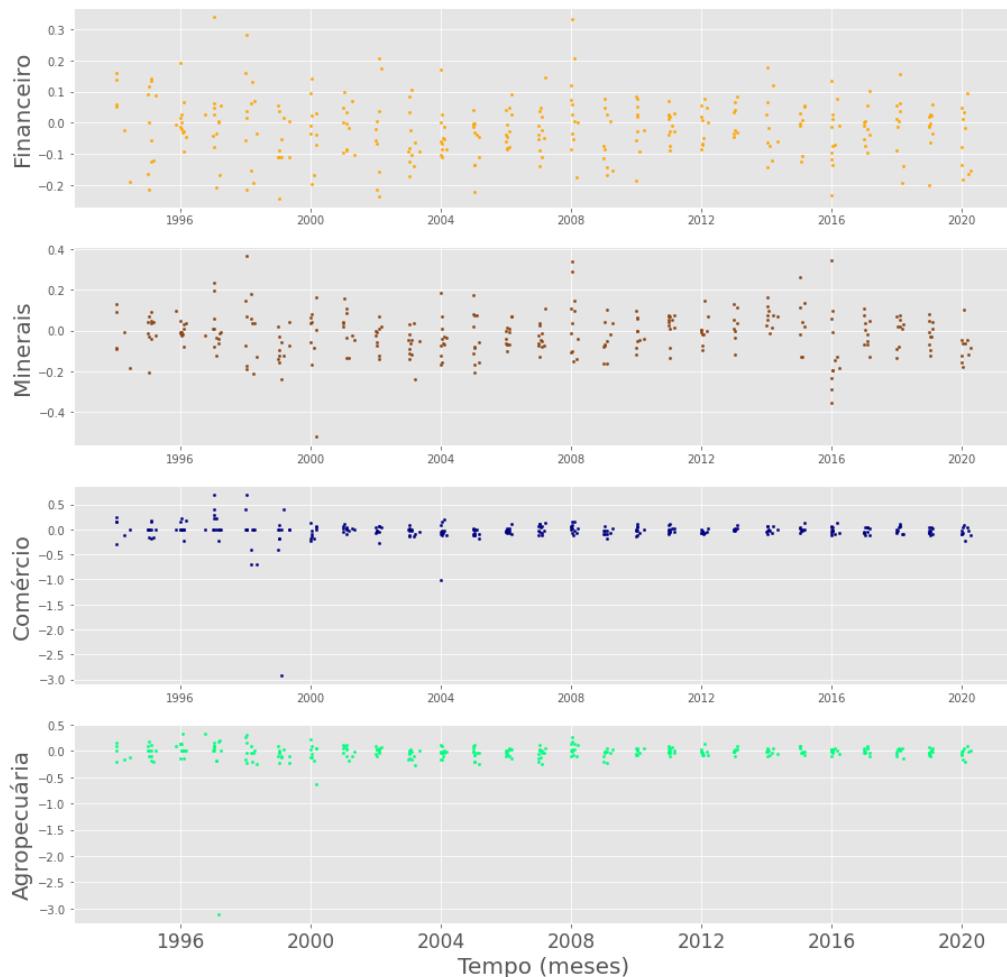
Financeiro	Minerais Básicos	Comércio	Agropecuária
Bradesco	Vale	Magazine Luiza	Raízen
Itaú Unibanco	Usiminas	Natura	Minerva
Cielo	Gerdau	Via Varejo	JBS
B3	CSN	Lojas Americanas	Marfrig
Itaúsa	CSN Mineração	Cogna Educação	BRF
BTG Pactual	Bradespar	Ambev.	São Martinho
Inter	Dexco	Hapvida	Brasilagro
-	-	Lojas Renner	Cosan
-	-	-	Suzano

Fonte: elaboração do autor.

Os contratos que representam cada empresa estão descritos na Tabela A6., assim como a análise descritiva das carteiras estão explicitadas na Tabela A5., e a seguir também pode se observar os retornos das carteiras de ações resultantes do mesmo processo de transformação que é usado para a estimativa sobre os retornos do Ibovespa de forma geral.

Tabela 5. Retornos das Carteiras de Ações

Retorno das Carteiras Baseadas em Índices da Bolsa de Valores



Fonte: elaboração do autor.

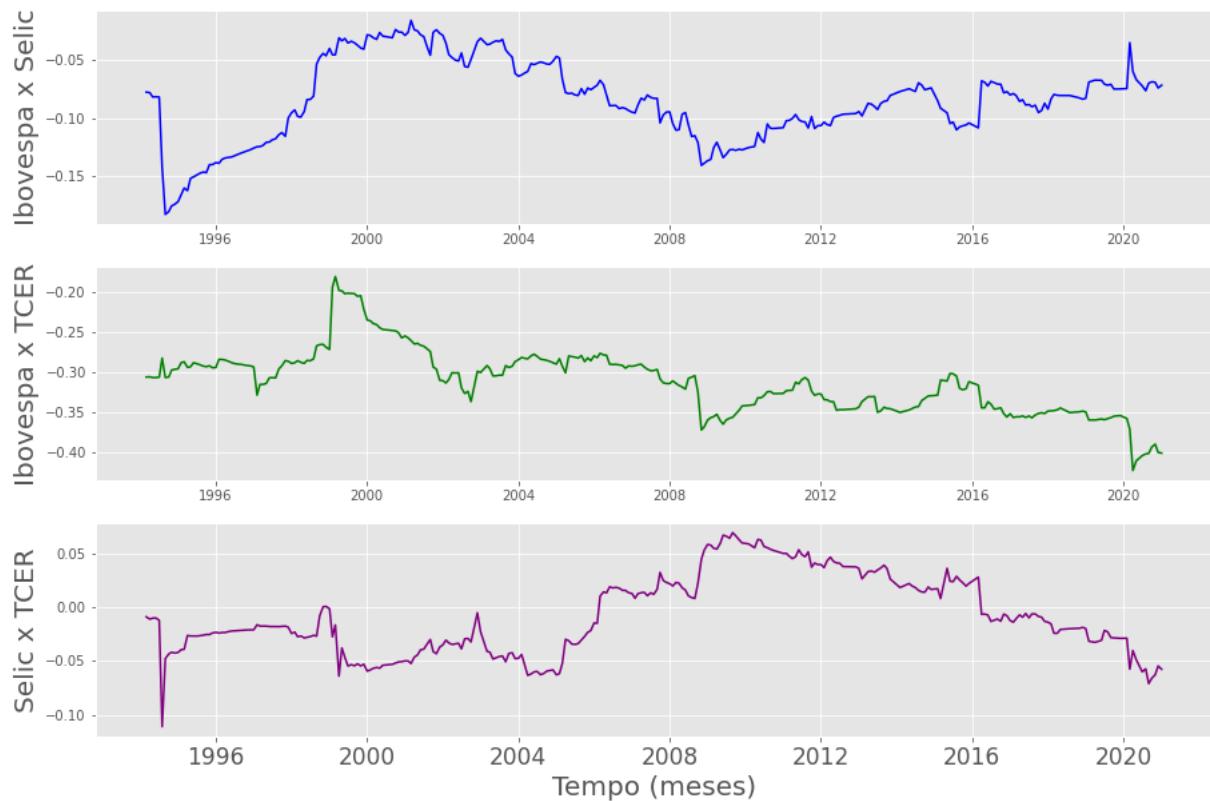
5. Resultados

A abordagem feita nesse estudo consiste em entender a dinâmica entre as variáveis a partir da estimação por estágios características da metodologia adotada. Desta forma, parte-se da estimação de modelos mais simples, que são GARCH com apenas uma variável para cada série de tempo utilizada. Estes modelos e suas especificações serão usados para compor a estimação de um modelo GARCH multivariado e também a correlação dinâmica. Na seção de apêndice estão exemplos da estimação da variância incondicional para as autorregressões desses modelos.

Ao estimar um modelo de correlação dinâmica a partir da estimação dos modelos GARCH multivariados foi possível obter para cada período a correlação entre as séries de tempo do estudo. Primeiramente, a estimação foi feita usando-se da série da Selic-over como representação da taxa de juros. A Tabela 6., contém, portanto, a estimação da correlação

condicional entre esse primeiro conjunto de séries de tempo e a Tabela 7. a estimção das matrizes de covariânci.

Tabela 6. Resultados da Estimação das Matrizes de Correlação Condisional para a Selic
Correlação Estimada MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

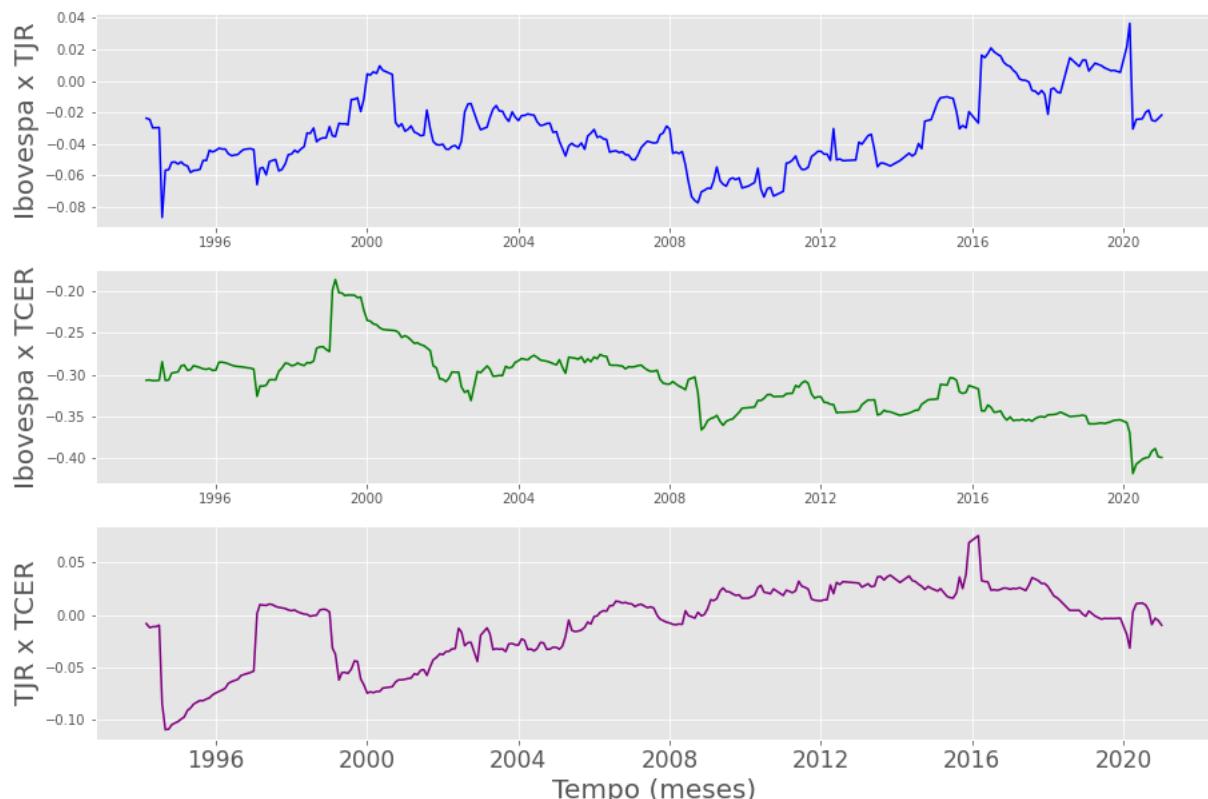
Tabela 7. Resultados da Estimação das Matrizes de Covariância para a Selic
Covariância Estimada MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

Tabela 8. Resultados da Estimação das Matrizes de Correlação Condisional para Taxa de Juros Real

Correlação Estimada MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

A correlação da Taxa de Juros Real com os retornos do Ibovespa é na maior parte do tempo negativa e tem pequena magnitude. A média para a correlação estimada entre a taxa de juros e os retornos do Ibovespa om média é -0,033, se o valor oscila atinge o mínimo de -0,087 e máxima de 0,036 no período estudado.

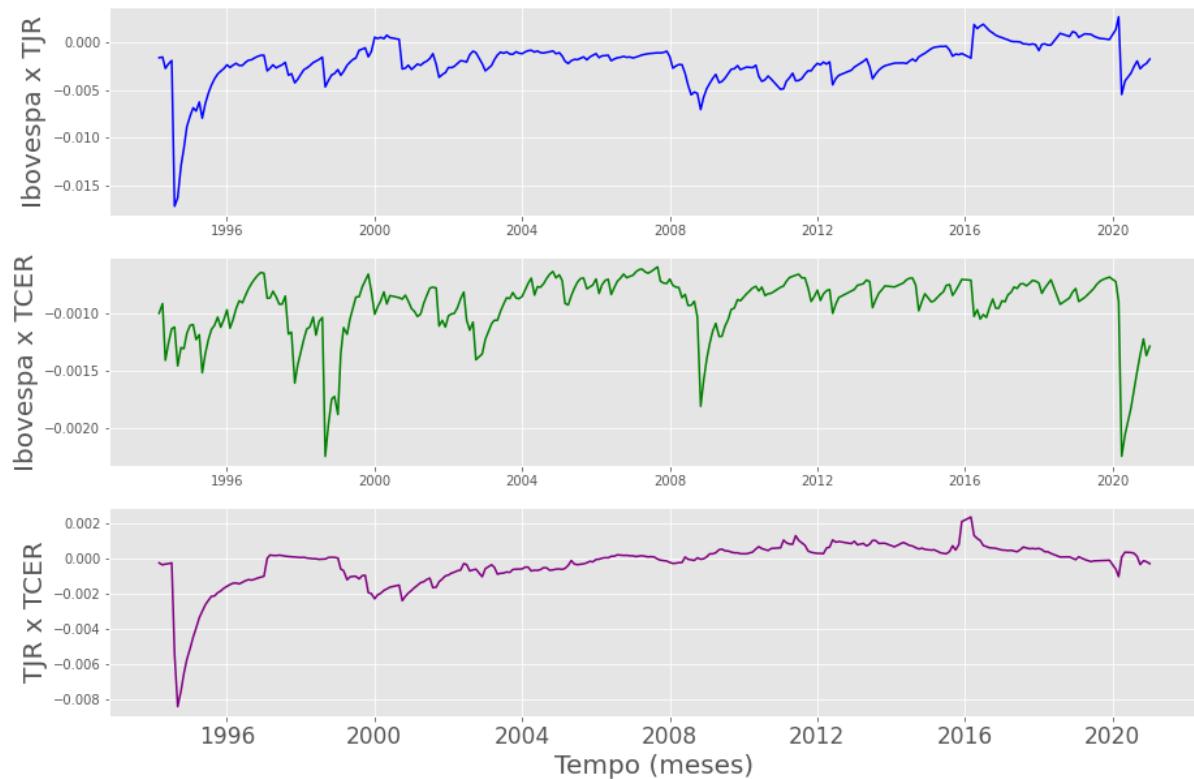
Para a estimação da correlação entre a Taxa de Câmbio Efetiva Real e os retornos do Ibovespa a magnitude é maior tendo mínima -0,42, máxima -0,19 e média -0,31. A maior magnitude da correlação estimada pode ser atribuída a maior magnitude dos estimadores alpha, ômega e beta, no sentido de que a taxa de câmbio real efetiva tem maior variação no período em comparação com a taxa de juros real. Como parte da estimação também consta a correlação e covariância entre a taxa de juros real e a taxa de câmbio real efetiva.

Também foi realizada a estimação da correlação condicional dos retornos do Ibovespa com relação aos retornos da Selic-over, a finalidade é ter-se a perspectiva da correlação com a variável nominal, sendo que a mínima correlação estimada -0,183 e a máxima foi -0,015, com média -0,085. No geral as covariâncias estimadas têm a tendência de mostrarem-se estacionárias mesmo onde a correlação condicional apresenta tendência, ressaltasse, portanto, que as duas estimações convergirem diferentemente no longo prazo, a exemplo da Tabela 5. e da Tabela 6. A estimação das matrizes de correlação e covariâncias está subjugada às próprias

características das séries de tempo, de forma que se pode perceber a diferença entre a covariância e correlação estimadas entre séries capturam aspectos diferentes.

Tabela 7. Resultados da Estimação das Matrizes de Covariâncias para a Taxa de Juros Real

Covariância Estimada MV-GARCH-DCC(1,1)

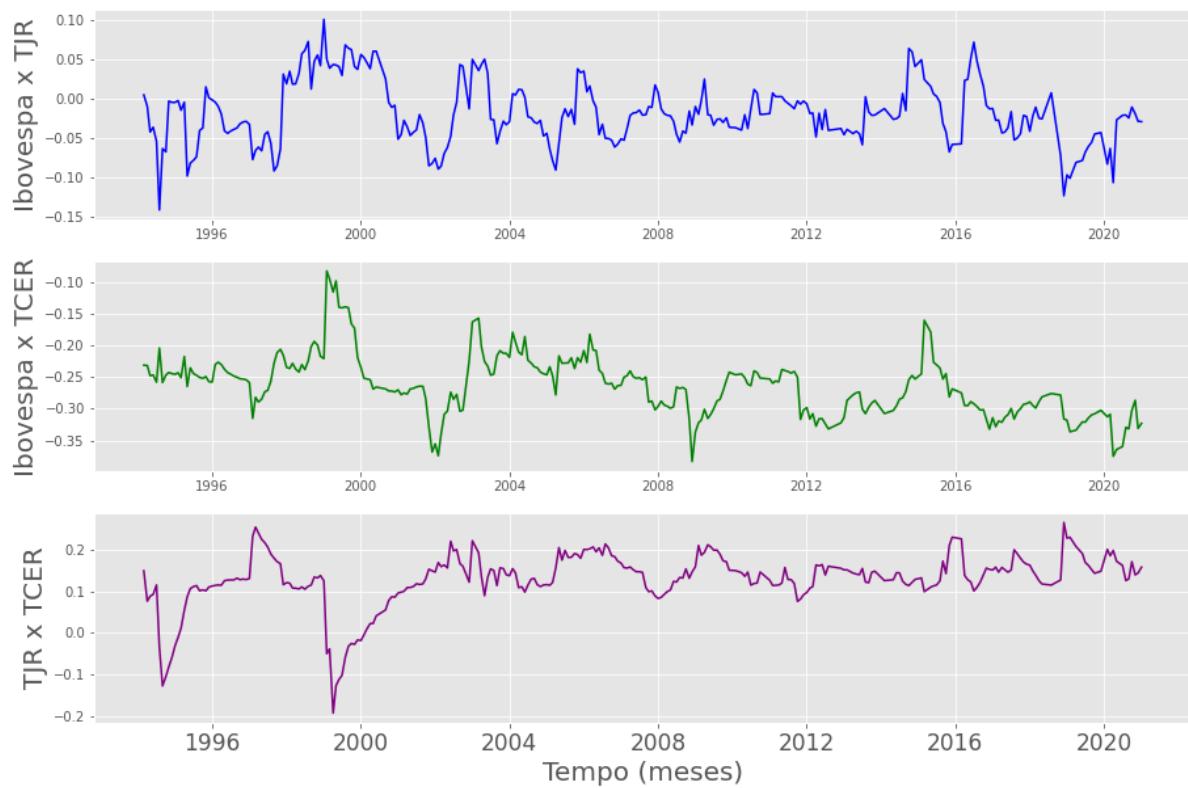


Fonte: elaboração do autor.

Nesse caso, os estimadores para a correlação condicional não são conjuntamente significantes. Os resultados da estimação estão presentes na Tabela 8. Aplicando-se o mesmo método de estimação, mas usando um método de tratamento para as séries de tempo diferente do especificado na parte inicial do trabalho, buscou-se não usar para as séries a forma $\ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$. Diferenciando-se as séries em primeiro grau de forma que para determinado ativo tem-se que $P'_t = P_t - P_{t-1}$, estima-se outro modelo de correlação dinâmica a fim de compararmos as duas versões.

Tabela 8. Resultados da Estimação das Matrizes de Correlação Condisional para as Séries Integradas em Primeiro Grau

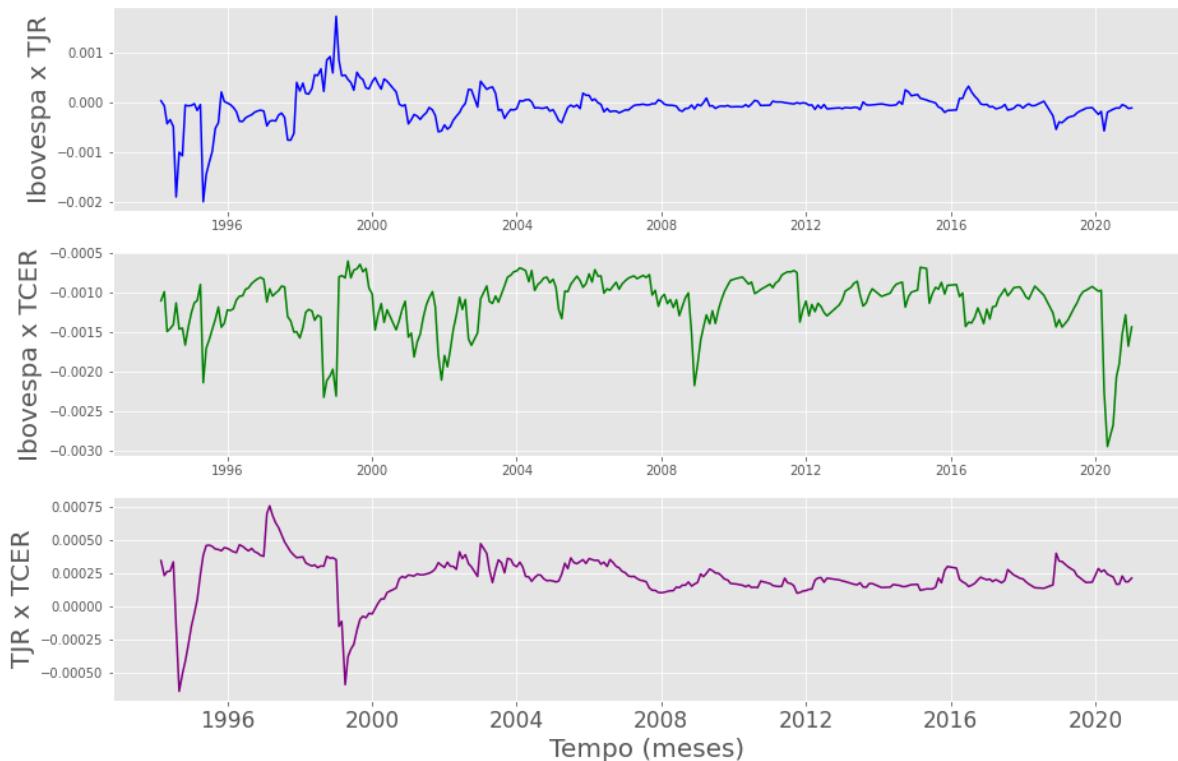
Correlação Estimada MV-GARCH-DCC(1,1) - Base de Dados Integrada em Primeiro Grau



Fonte: elaboração do autor

Tabela 9. Resultados da Estimação das Matrizes de Covariância das Séries Integradas em Primeiro Grau

Covariância Estimada MV-GARCH-DCC(1,1) - Base de Dados Integrada em Primeiro Grau



Fonte: elaboração do autor

Tabela 10. Resultados da Estimação para as Séries na Forma de Logaritmo Natural dos Retornos - Selic

Modelo: MV-GARCH-DCC(1,1)					
Distribuição: normal					
N. de séries: 3					
N. de obs.: 294					
Log-veros.: 1025,123					
Log-veros. (média): 3,5					
		Estimação	Erro padrão	t-valor	p-valor
Ibovespa	μ (constante)	0,011	0,007	1,67	0,10
	ω	0,001	0,001	0,82	0,41
	α	0,175	0,234	0,75	0,45
	β	0,757	0,266	2,85	0,00
Selic	μ	-0,011	0,006	1,87	0,06
	ω	0,000	0,000	1,21	0,22
	α	0,143	0,014	0,51	0,61
	β	0,007	0,026	37,30	0,00
TCER	μ	0,002	0,004	0,62	0,54

	ω	0,000	0,000	0,42	0,67
	α	0,000	0,001	0,00	1,00
	β	0,999	0,001	1251,68	0,00
	DCC- α	0,009	0,009	0,98	0,33
	DCC- β	0,966	0,015	63,13	0,00
Critérios de Informação					
Akaike: -6,8376					
Bayes: -6,5870					

Fonte: elaboração do autor

Tabela 11. Resultados da Estimação para as Séries na Forma de Logaritmo Natural dos Retornos - TJR

Modelo: MV-GARCH-DCC(1,1)					
Distribuição: normal					
N. de séries: 3					
N. de obs.: 294					
Log-veross.: 559,3382					
Log-veross. (média): 1,9					
		Estimação	Erro padrão	T-estát.	p-valor
Ibovespa	μ (constante)	0,011	0,007	1,67	0,10
	ω	0,001	0,001	0,82	0,41
	α	0,175	0,234	0,75	0,45
	β	0,757	0,266	2,85	0,00
TJR	μ	-0,027	0,032	-0,84	0,40
	ω	0,048	0,059	0,82	0,41
	α	0,143	0,093	1,55	0,12
	β	0,775	0,167	4,63	0,00
TCER	μ	0,002	0,004	0,62	0,54
	ω	0,000	0,000	0,42	0,67
	α	0,000	0,001	0,00	1,00
	β	0,999	0,001	1264,20	0,00
	DCC- α	0,008	0,007	1,23	0,22
	DCC- β	0,969	0,032	30,63	0,00
Critérios de Informação					
Akaike: -3,67					
Bayes: -3,42					

Fonte: elaboração do autor

Vê-se que os critérios de informação para seleção de modelos têm melhora na estimação com a integração da base de dados em primeiro grau. O estimador para a correlação dinâmica continua não significante conjuntamente.

Tabela 12. Resultados da Estimação para as Séries Integradas em Primeiro Grau - TJR

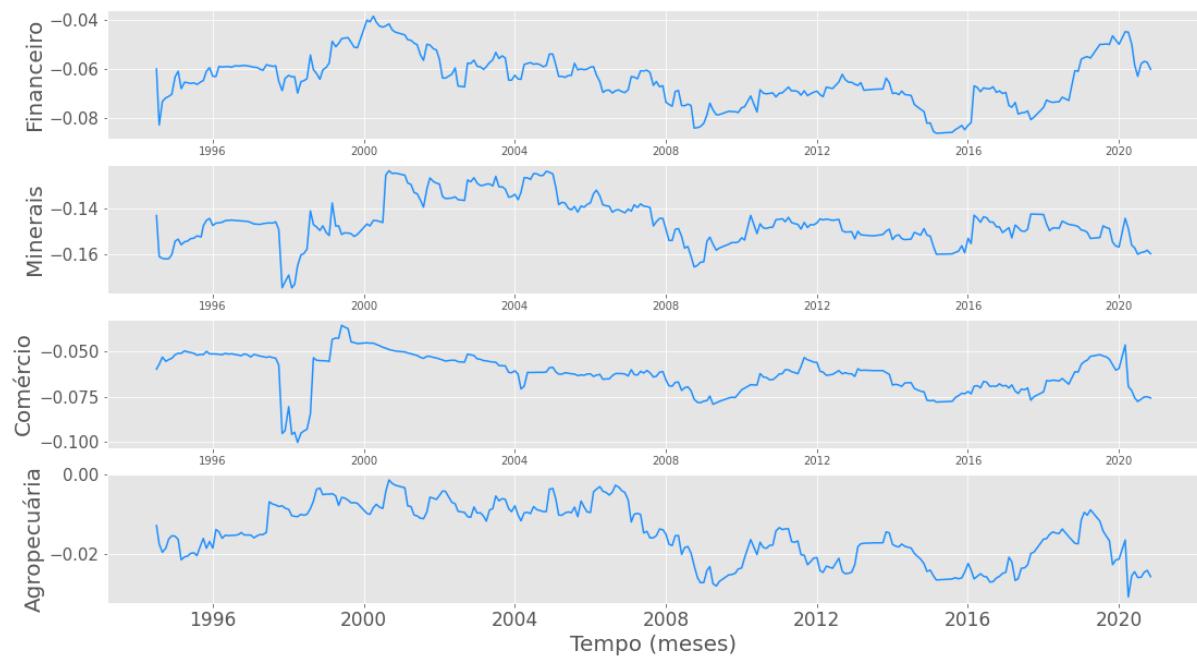
Modelo: MV-GARCH-DCC(1,1)					
Distribuição: normal					
N. de séries: 3					
N. de obs.: 294					
Log-veross.: 1261,347					
Log-veross. (média): 4,29					
		Estimação	Erro padrão	T-estát.	p-valor
Ibovespa	μ (constante)	-0,003	0,004	-0,74	0,46
	ω	0,002	0,003	0,60	0,55
	α	0,199	0,193	1,03	0,30
	β	0,663	0,410	1,62	0,11
TJR	μ	0,001	0,002	0,30	0,77
	ω	0,000	0,000	1,11	0,27
	α	0,064	0,041	1,54	0,12
	β	0,920	0,044	21,00	0,00
TCER	μ	0,002	0,003	0,92	0,36
	ω	0,000	0,000	0,08	0,93
	α	0,000	0,002	0,00	1,00
	β	0,999	0,003	372,22	0,00
Critérios de Informação					
Akaike: -8,45					
Bayes: -8,20					

Fonte: elaboração do autor

Da mesma forma, o mesmo procedimento de estimação é aplicado para as carteiras que representam ramos de atuação na economia. De forma que da Tabela 8. até a Tabela 13. pode-se observar tanto as correlações condicionais estimadas, quanto as matrizes de covariância para cada carteira em relação às variáveis macroeconômicas.

Tabela 13. Resultados da Estimação da Correlação Condicional das Carteiras com a Taxa Selic-over

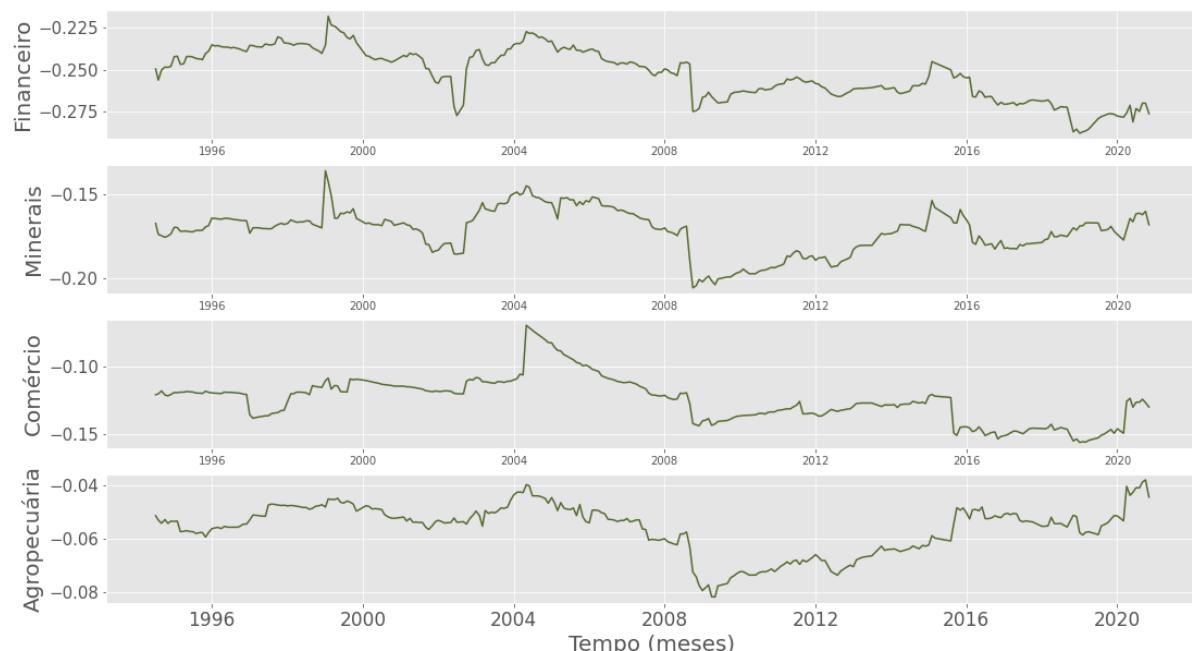
Correlação Estimada das Carteiras com a Selic - MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

Tabela 14. Resultados da Estimação da Correlação Condisional das Carteiras com a TC Efetiva Real

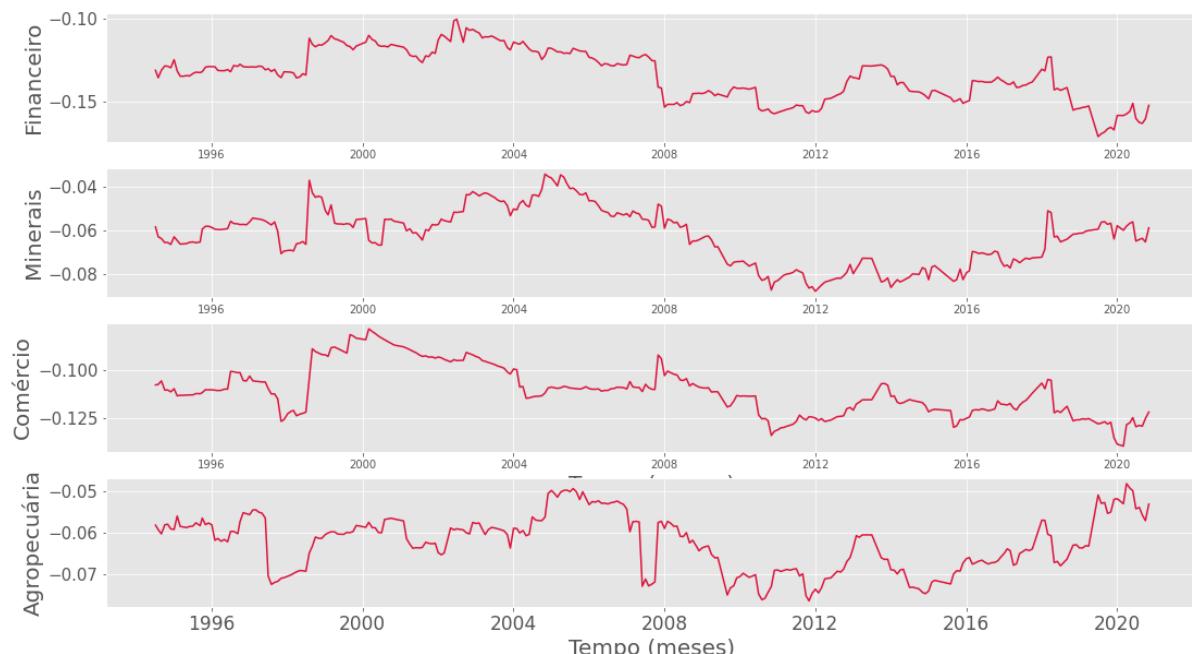
Correlação Estimada das Carteiras com a TC Efetiva Real - MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

Tabela 15. Resultados da Estimação da Correlação Condisional das Carteiras com a TJR

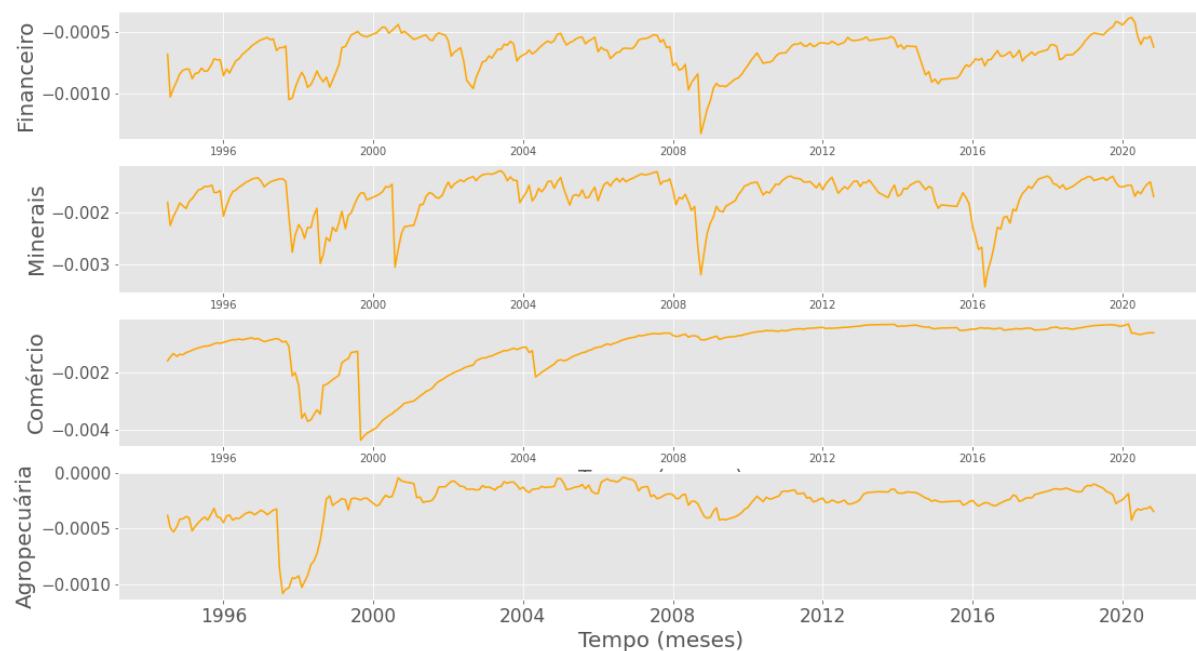
Correlação Estimada das Carteiras com a TJR - MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

Tabela 16. Resultados da Estimação das Matrizes de Covariâncias das Carteiras com a Taxa Selic-over

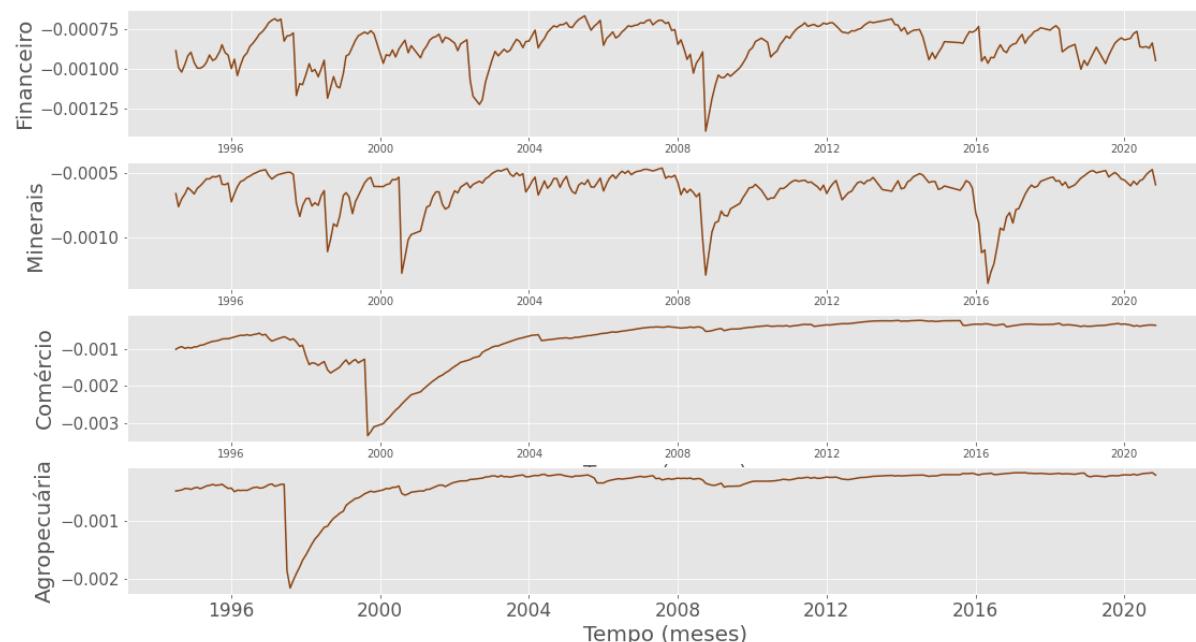
Covariância Estimada das Carteiras com a Selic - MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

Tabela 17. Resultados da Estimação das Matrizes de Covariâncias das Carteiras com a TC Efetiva Real

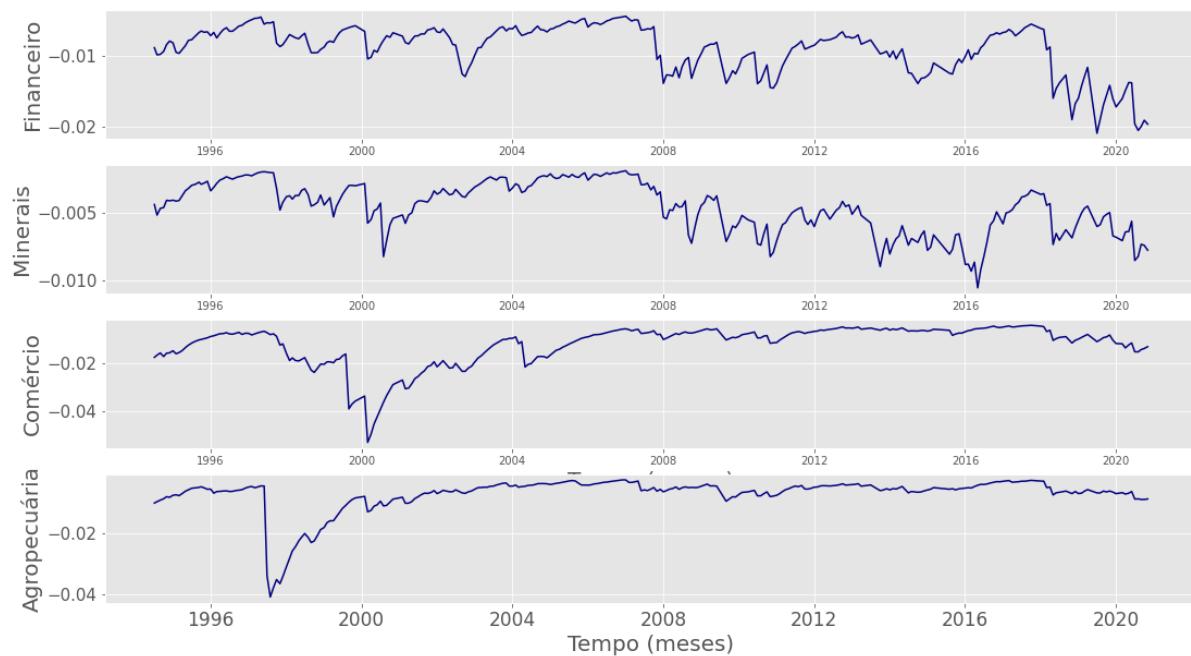
Covariância Estimada das Carteiras com a TC Efetiva Real - MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

Tabela 18. Resultados da Estimação das Matrizes de Covariâncias das Carteiras com a TJR

Covariância Estimada das Carteiras com a TJR - MV-GARCH-DCC(1,1)



Fonte: elaboração do autor.

6. Conclusões

Outros estudos, que também focam na relação entre a performance do mercado de ações e as variáveis macroeconômicas foram aplicados a outros países emergentes (Khalil, Nadeem & Khan, 2016), nesse artigo os autores focam-se em estudar os efeitos da taxa de juros na volatilidade dos preços do setor têxtil da Bolsa de Valores do Paquistão. Os autores chegam à conclusão de que a taxa de juros é correlacionada inversamente com os retornos do mercado de ações na magnitude de 0,64. A literatura nesse sentido é extensa, de forma que outros estudos asiáticos utilizam do instrumental para análise de séries temporais para conseguir ideias sobre a relação dos retornos nas bolsas de valores e as variáveis macroeconômicas. Ainda, as formas com as quais se tenta modelar a influência da taxa de juros ou de outras variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações variam bastante, e a inclusão de elementos de teoria econômica que ajudam a explicar o fenômeno são diversas. Como no exemplo para o mercado europeu (Antunes, 2011), no qual a autora traz um histórico mais detalhado da teoria econômica focada na relação da taxa de juros com o mercado de ações, ao mesmo tempo em que julga que a significância das estimativas feitas para a relação entre a taxa de juros e os papéis das bolsas europeias é baixa enquanto a relação das variações entre as bolsas europeias é significante. A partir da estratégia de comparar a influência das variáveis macroeconômicas sobre setores distintos das empresas das bolsas de valores, a principal ideia é fazer com que aspectos da economia real que fazem parte da rotina das empresas listadas sejam quantificados,

desta forma também pode-se teorizar sobre os motivos das diferenças através da intuição que a literatura econômica traz.

Através das estimativas realizadas no trabalho, pode-se observar que no caso do Brasil a correlação estimada entre a taxa Selic-over e os retornos do índice geral da bolsa também é inversa, com magnitude que chegam a -0,18. No caso da Taxa de Juros Real, vê-se que a relação também é negativa até o ano de 2016, quando passa ter relação positiva com os retornos. Estão exemplificados também, o mesmo fenômeno replicando-se o estudo empírico com base nas carteiras com empresas da B3, onde a estimativa da correlação com a taxa de juros é predominantemente negativa. Na maior parte das estimativas das matrizes de covariância entre as taxas de juros e os retornos no mercado de ações também pode-se constatar que a relação é negativa.

O fato de que a significância conjunta dos estimadores de correlação não ser aceita a níveis mais criteriosos não necessariamente quer dizer que o modelo DCC-GARCH é ruim para entender-se o impacto da taxa de juros e das outras variáveis macroeconômicas sobre a volatilidade dos retornos do Ibovespa. De fato, o poder de explicação da correlação dinâmica está relacionado ao quanto as séries de tempos variam junto em todos os períodos de tempos.

Como exemplo da Taxa de Câmbio Efetiva Real (pode-se constatar a estimativa da variância e os resíduos da regressão para o modelo UV-GARCH na Tabela A3. da seção de apêndice que se tem maior número de picos para a variância estimada, principalmente a partir da adoção do regime de câmbio flutuante em 1999. A exemplo dos retornos do Ibovespa, representado pela regressão GARCH com uma única variável na Tabela A2. tem-se também um maior número de picos de volatilidade em relação a série da Selic-over, por exemplo. Ainda, pode-se verificar que a magnitude das estimativas das matrizes de correlações em relação à Taxa de Câmbio é mais expressiva em relação aos pares do modelo.

Com a introdução do IPCA no cálculo da Taxa de Juros Real, vê-se que a mudança nos picos de volatilidade para a taxa de juros é bastante significativa. Além disso, introduz a perspectiva da inflação no escopo da análise de especificação de ativos, de forma a ter-se uma variável real especificada como um ativo através do tempo. Não obstante, a interação da taxa de inflação com a taxa básica de juros faz com que a série resultante apresente características que convergem para os resultados da relação da inflação sobre os retornos no mercado de ações apresentados na literatura.

Em Engle e Sheppard (2001), os autores apontam que a tendência das séries de se acomodarem são prejudiciais para a estimativa pelo método DCC, que, por sua vez, inclui a premissa de que as séries de tempo para os ativos tendem a retornar a uma média. Dessa forma, também é possível comparar-se a estimativa das variâncias utilizando-se de diferentes modelos como no artigo dos autores. Lançando mão, por exemplo, de pesos para que as séries dos ativos tenham uma variância mínima, em seguida testando os diferentes modelos estimados com relação a variância real dos ativos, o intervalo de confiança da estimativa e as previsões geradas pelo modelo. A manipulação das bases de dados nesse sentido poderia ser benéfica para que, de certa forma, as séries que representam as variáveis macroeconômicas aproximem-se do comportamento de ruído branco, de forma que a covariância estimada entre as séries possa não convergir para a nulidade da mesma forma como aconteceu no presente trabalho.

No caso dessa monografia, cinco modelos de correlação dinâmica foram estimados, dois compreendem a relação dos retornos do Ibovespa levando-se em consideração os retornos

da taxa de câmbio e da taxa de juros. Portanto, são modelos com 3 ativos, onde a taxa de juros alterna-se entre a taxa Selic-over e a Taxa de Juros Real. Os outros modelos estimados baseiam-se nas carteiras que representam setores da economia e a sua relação com as variáveis macroeconômicas uma de cada vez, ou seja, a estimação da variância condicional leva em consideração os outros ativos (carteiras de ações) e apenas a Selic, ou a Taxa de Juros Real ou a taxa de câmbio. Uma progressão natural a partir desses modelos de correlação dinâmica mais simples seria incluir na mesma base de dados todas as séries macroeconômicas de interesse para que seu efeito esteja incluso na estimação da correlação e da variância condicional. Ainda, as ações podem ser incluídas na forma de séries temporais com uma variável, sem a construção das carteiras que representam os setores da economia, para que a volatilidade dos próprios ativos da bolsa seja incluída como parte da volatilidade estimada no modelo de correlação condicional. Em outro caso, caso queira-se analisar o impacto na volatilidade do índice da bolsa brasileira como um todo, também é possível incluir nos próximos trabalhos os retornos de outros índices de ações de outros países. Essa última ressalva é importante para que, de certa forma, os fluxos do capital mundial estejam representados na especificação do modelo quando existe a possibilidade da volatilidade de um outro índice de ações esteja no cálculo da volatilidade condicional do índice brasileiro.

Nos tipos de modelos estimados através das bases organizadas diferentemente, pode-se ver a tendência da covariância entre os retornos e os preços integrados do Ibovespa e a Taxa de Juros Real e Selic-over convergirem para a nulidade. Os picos de volatilidade do mercado de ações relacionam-se com momentos de euforia relacionados a crises financeiras e econômicas. A importância da estimação realizada foi poder tabular quais são os sentidos da resposta da volatilidade estimada levando em consideração as séries macroeconômicas.

Em suma, o presente trabalho pode servir de base para que momentos específicos das amostras de análises do mesmo tipo sejam selecionados para poderem gerarem melhores modelos de previsão de volatilidade, ao mesmo tempo em que se tenta especificar o modelo DCC da melhor forma com base na literatura como explicitado anteriormente. Para tratar-se da relação da volatilidade do mercado de ações brasileiro baseando-se na informação presente em séries macroeconômicas pelo método de estimação da correlação dinâmica, pode-se argumentar, com base nesse trabalho, que há a necessidade de que alterações na base de dados sejam feitas para que, não só a correlação estimada para períodos anteriores, mas também a previsão do impacto da volatilidade consequente deste método, sejam mais efetivas.

7. Referências Bibliográficas

MERTON, Robert. **A Simple Model of Capital Market Equilibrium**, The Journal of Finance. Vol. 42, n. 3, jul., 1987

BOLLERSLEV, Tim. **Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates**, The Review of Economics and Statistics. Vol. 72, n. 3, p. 498-505, ago., 1990

FLANNERY e PROTOPAPADAKIS, **Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns**, The Review of Financial Studies. Vol. 15, n. 3, p. 751-782, 2002

NUNES, COSTA JR. e MEURER. **A relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil**, 2005

ENGLE e SHEPPARD, **Multivariate Simultaneous Generalized Arch**, The Review of Financial Studies. Vol. 11, n. 1, p. 122-150, mar., 1995

FAMA, Eugene. **Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money**, The American Economic Review. Vol. 71, n. 4, p. 545-565, set., 1981

OLIVEIRA, Jailson e FRASCAROLI, Bruno. **Impacto dos Fatores Macroeconômicos na Emissão de Ações na Bolsa de Valores**. Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade (UNEB). Vol. 4, No.1, p. 30-51, jan.-abr., 2014

CERQUEIRA, Vinícius. **Volatilidade da Taxa de Câmbio Real e Taxa de Juros no Brasil: Evidências de um Modelo VAR-GARCH-M para o Período 1999-2010**. Texto para Discussão; 1586, mar., 2011

KHALIL, Muhammad. NADEEM, Muhammad e KHAN, Muhammad. **Impact of Interest Rate on Stock Prices Volatility: A Case of Textile Sector of Karachi Stock Exchange**. Journal of Business and Tourism. Vol. 02, n. 02, p. 149-156, jul.-dez., 2016

ANTUNES, Marina. **Os Efeitos das Variações das Taxas de Juro Na Volatilidade dos Mercados Bolsistas**. Instituto Politécnico de Lisboa. Dez., 2011.

8. Apêndice

Seguem os testes de raiz unitária com relação às séries utilizadas pelo estudo, de forma que se compara os resultados entre as séries na forma logarítmica e a forma integrada em primeiro grau pela Tabela A1. a seguir.

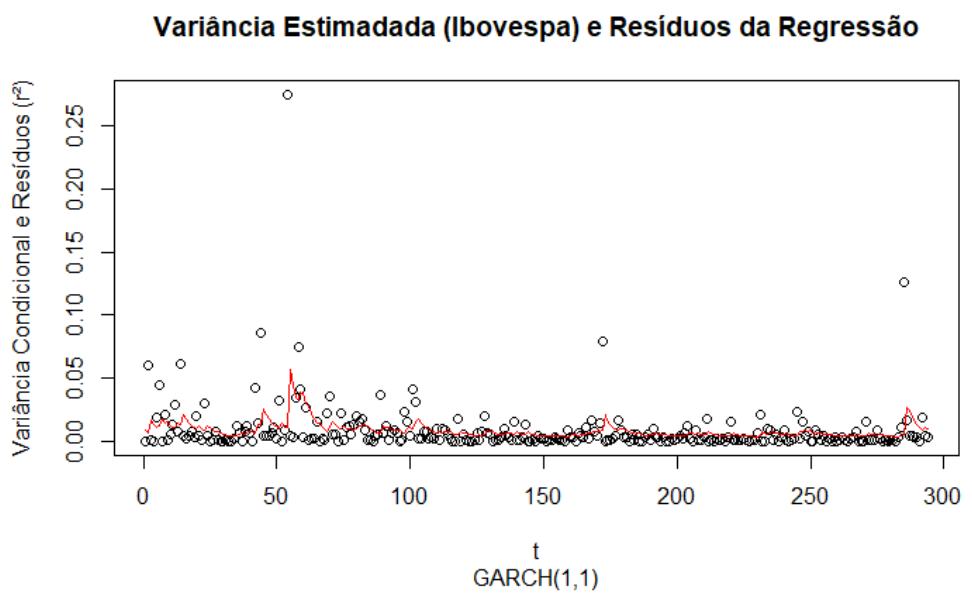
Tabela A1. Teste de Raiz Unitária

Série	Teste Dickey-Fuller Aumentado			
	Defasagens		Defasagens	
	6		2	
Log dos Retornos	Estát	p-valor	Estát.	p-valor
Ibovespa	-7,59	0,01	-9,92	0,01
TCER	-6,79	0,01	-8,42	0,01
Selic-over	-9,77	0,01	-9,30	0,01
TJR	-8,38	0,01	-11,29	0,01
Integração (1º)	Estát	p-valor	Estát.	p-valor
Ibovespa	-9,43	0,01	-16,62	0,01
TCER	-8,85	0,01	-14,44	0,01
Selic-over	-8,33	0,01	-14,19	0,01
TJR	-8,72	0,01	-12,20	0,01

Fonte: elaboração do autor.

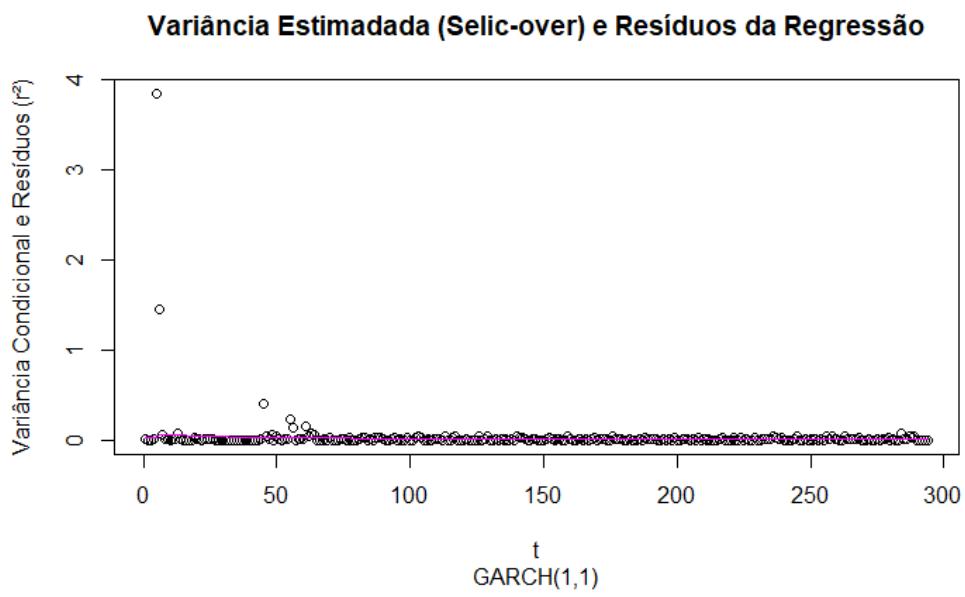
Como parte-se da estimação de modelos de autorregressão e heterocedasticidade com apenas uma variável para cada série de tempo pode-se observar a variância incondicional estimada para cada série, assim como os resíduos da regressão. (Tabelas A2. a Tabela A4.)

Tabela A2. Variância Estimada e Resíduos da Regressão para a Série do Ibovespa



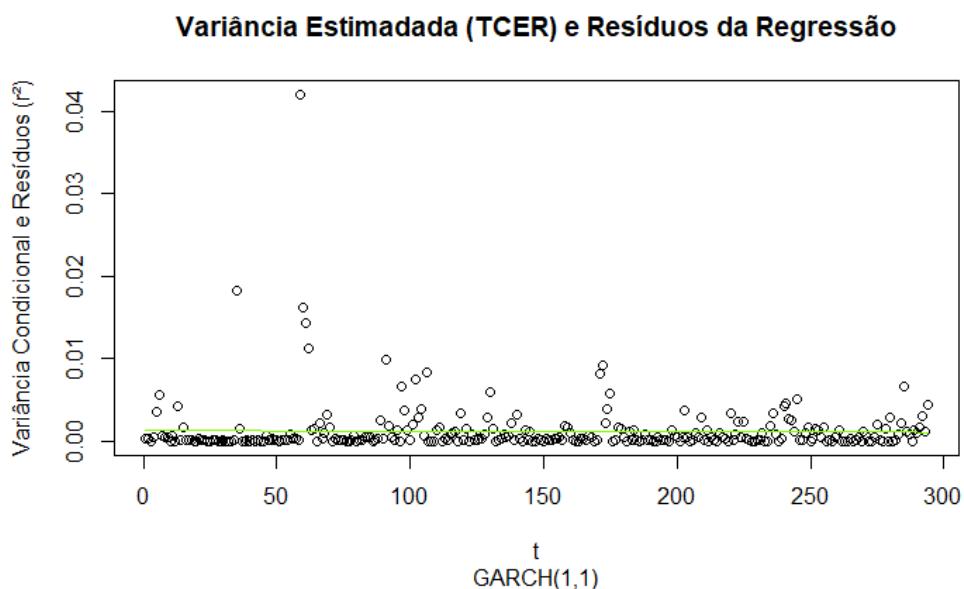
Fonte: elaboração do autor.

Tabela A3. Variância Estimada e Resíduos da Regressão para a Série da Selic-over



Fonte: elaboração do autor.

Tabela A4. Variância Estimada e Resíduos da Regressão para a TC Efetiva Real



Fonte: elaboração do autor.

Para a análise entre setores específicos da bolsa em relação as variáveis macroeconômicas os grupos baseados em índices da bolsa brasileira selecionados são compostos pelas empresas descritas na Tabela A5.

Tabela A5. Descrição das Séries de Tempo das Carteiras de Ações

	Financeiro (R\$)	Minerais (R\$)	Comércio (R\$)	Agropecuária (R\$)
Contagem	288			
Média	36,9	57,2	32,4	53,7
Desvio Padrão	43,2	49,9	41,9	53,1
Curtose	1,3	-1,0	1,9	-1,0
Assimetria	1,4	0,4	1,6	0,5
Mínimo	1,14	1,43	0,01	0,05
25%	3	6	1	2
50%	20	49	15	40
75%	53	99	58	97
Máximo	180	196	179	191

Fonte: B3.

Tabela A6. Grupos de Empresas Selecionadas por Ramo de Atuação

Grupo	Empresa	Ticker
Financeiro	Banco Bradesco S.A.	BBDC4
	Itaú Unibanco Holding S.A.	ITUB4
	Cielo S.A.	CIEL3
	B3 S.A.	B3SA3

	Investimentos Itaú S.A. (Itaúsa)	ITSA4
	Banco BTG Pactual S.A.	BPAC11
	Banco Inter S.A.	BIDI4
Minerais Básicos	Vale S.A.	VALE3
	Usinas Siderurgicas de Minas Gerais S.A. (Usiminas)	USIM5
	Gerdau S.A.	GGBR4
	CSN S.A.	CSNA3
	CSN Mineração S.A.	CMIN3
	Bradespar S.A.	BRAP4
	Dexco S.A.	DXCO3
Comércio	Magazine Luiza S.A.	MGLU3
	Natura & Cia. S.A.	NTCO3
	Via S.A. (antiga Via Varejo S.A.)	VIIA3
	Lojas Americanas S.A.	LAME4
	Cogna Educação S.A.	COGN3
	Ambev S.A.	ABEV3
	Hapvida Participações e Investimentos S.A.	HAPV3
	Lojas Renner S.A.	LREN3
Agropecuária	Raízen S.A.	RAIZ4
	Minerva S.A.	BEEF3
	JBS S.A.	JBSS3
	Marfrig Global Foods S.A.	MRCG3
	BRF S.A.	BRFS3
	São Martinho S.A.	SMT03
	Brasilagro S.A.	AGRO3
	Cosan S.A.	CSAN3
	Suzano S.A.	SUZB3

Fonte: Elaboração do autor com base em índices da B3.