



## IMPACTO DOS FATORES MACROECONÔMICOS NA EMISSÃO DE AÇÕES NA BOLSA DE VALORES

### IMPACT OF MACROECONOMIC FACTORS IN THE ISSUE OF SHARES IN THE EXCHANGE

### IMPACTO DE LOS FACTORES MACRO-ECONÓMICOS EN LA EMISIÓN DE ACCIONES EN LA BOLSA DE VALORES.

**Jailson da Conceição Teixeira de Oliveira**

Doutorando em Economia (UFPB)

Professor Auxiliar da Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

Endereço: Cidade Universitária – Bloco CCSA

58.059-900 João Pessoa/PB, Brasil

Email: jailson.consultor@gmail.com

**Bruno Ferreira Frascaroli**

Doutor em Economia (UFPE)

Professor Adjunto da Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

Endereço: Cidade Universitária – Bloco CCSA

58.059-900 João Pessoa/PB, Brasil

Email: brunoarizona@yahoo.com.br

#### RESUMO

Buscou-se com esse estudo analisar quais relações a emissão de oferta pública de ações guardam com as seguintes variáveis: taxa de juros, produção industrial, taxa da inflação, e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro. As séries que compõe o escopo desse trabalho foram obtidas junto ao IPEA e BM&FBovespa, com frequência mensal, de janeiro 1998 à janeiro de 2012. Dado o fato de que as variáveis foram todas estacionárias foi utilizado o modelo de Vetores Auto Regressivo. Recorreu-se a técnicas de Decomposição da Variância e Funções de Impulso e Resposta para verificar a significância dos choques dessas variáveis na emissão de oferta pública de ações e foi constatado que a maior parte dos desvios causados na sua variância é explicada por variações sofrida nela mesma, com uma participação de mais de 90,0%, ao longo dos dez meses. Em seguida estão as variáveis Selic e IPCA. Em paralelo foi aplicado o teste de causalidade de Granger, que indicou que todas as variáveis afetam a emissão de ofertas públicas, exceto a Ibovespa.

**Palavras-chave:** Oferta pública de ações. Decomposição de variância. Vetores auto regressivos.

#### ABSTRACT

This study intended to analyze which are the relations between the emission of public offers of shares and the following variables: interest rate, industrial production, inflation rate, and the return of assets of the brazilian capital market. The series that analyzed in this paper were obtained from IPEA and BM&FBOVESPA, in a monthly frequency, from january 1998 to january 2012. Given the fact that the all the variables were found stationary it was adopted the Vector Autorregression model. It was recurred to the techniques of Variance Decomposition and Impulse Response Functions to verify the significance of shocks on these variables on the emission of pubic offer of shares and it was found that most of the deviations caused on the

variance are explained by variations on this variable itself, with a participation higher than 90%, along ten months. After it, there are the variables Selic and IPCA. In Parallel it was applied the Granger Causality test, that indicated that all variables affect the emission of public offers, except Ibovespa.

**Keywords:** Initial public offering. Variance decomposition. Vector auto regressive.

## RESUMEN

Con este estudio se buscó analizar qué relaciones guarda la emisión de oferta pública de acciones con las siguientes variables: tasa de interés, producción industrial, tasa de inflación y el retorno de los activos en el mercado accionario brasileño. Las series que componen el objetivo de este trabajo fueron obtenidas junto al IPEA e BM&FBovespa, con frecuencia mensual, de enero de 1998 a enero de 2012. Dado el hecho de que las variables fueron todas estacionarias fue utilizado el modelo de vectores Auto regresivo. Se recurrió a técnicas de Descomposición de la Varianza y Funciones de Impulso y Respuesta a fin de verificar la significancia de los choques de esas variables en la emisión de oferta pública de acciones y fue constatado que la mayor parte de los desvíos causados en su varianza es explicada por variaciones sufridas en ella misma, con una participación de más del 90,0% a lo largo de los diez meses. Seguido están las variables Selic e IPCA. De forma paralela fue aplicado el test de causalidad de Granger, que indicó que todas las variables afectan a la emisión de ofertas públicas, excepto a Ibovespa.

**Palabras clave:** oferta pública de acciones. Descomposición de la varianza. Vectores auto regresivos.

## 1 INTRODUÇÃO

Após a implementação de uma empresa é natural que a mesma deseje crescer até mesmo para garantir sua sobrevivência. Para isso, na falta de capital próprio, ela irá utilizar recursos de terceiros. Desta forma, quanto mais desenvolvido o sistema financeiro, maior a taxa de sucesso da empresa em captar recursos para financiar suas necessidades (MOTTA *et al.*, 2009). Existe um *trade off* na escolha entre essas fontes de financiamento, no sentido de que a utilização de recursos próprios pode, em algumas ocasiões, possuir um custo de oportunidade maior em relação aos custos de captação de capital de terceiros.

O papel dos mercados monetário e de capitais em qualquer sistema econômico visa a transferência de recursos financeiros entre os poupadores e os investidores, formando os lados da oferta e demanda de poupança. A oferta de recursos financeiros de um país depende de fatores como o seu estágio de desenvolvimento atingido, taxas de poupança em relação da renda nacional, situação dos pagamentos internacionais do país (impactando na dívida externa), taxas de inflação e a própria eficiência dos intermediários financeiros (SANVICENTE, 1987). As altas taxas de inflação, por exemplo, por dificultarem o horizonte de planejamento, faz os intermediários financeiros fugirem de investimentos de longo prazo, o que dificulta o desenvolvimento do mercado de capitais.

Já os determinantes da demanda são representados pelas exigências de fundos e condições legais das empresas e varia de acordo com as características de cada setor. Ela depende de situações em que a empresa pode ser de capital fechado ou aberto, bem como do estágio do seu ciclo de vida. As empresas de capital fechado não podem captar recursos na bolsa de valores como a BM&FBovespa, por exemplo. Neste caso, ela reinveste seus lucros, ou se endivida junto a alguma instituição financeira. Na outra mão, uma empresa de capital aberto pode captar recursos na bolsa, pagando dividendos aos seus acionistas, compartilhando as decisões da sua gestão com os portadores das ações ordinárias.

De acordo com Motta *et al.* (2009) a administração econômica e financeira de uma empresa pode ser entendida como uma espécie de economia aplicada. Pelo fato da firma operar dentro de um ambiente macroeconômico, cabe ao gestor ter conhecimentos da estrutura institucional do sistema financeiro, bem como estar atento para as consequências derivadas da existência de diferentes níveis de atividade e mudanças na política econômica que podem afetar seu ambiente de decisão, principalmente as relacionadas ao investimento de capital.

Transações financeiras são inexoravelmente caracterizadas por assimetrias de informação entre fornecedores e tomadores de recursos. Os últimos têm necessariamente conhecimento mais amplo sobre sua própria capacidade de pagamento tanto a respeito da disposição de recursos e prazo de pagamento do que aqueles que lhes fornecem recursos. Portanto, do ponto de vista dos fornecedores de recursos, a presença de tal assimetria afetará os prêmios pelos riscos de crédito exigidos em qualquer operação de crédito e aquisição de títulos financeiros (CANUTO e SANTOS, 2003).

Nos estudos sobre determinantes de crescimento e desenvolvimento econômico das nações é de suma importância estudar-se o mercado financeiro destas. Neste sentido, o presente trabalho tem por finalidade observar quais as relações entre as principais variáveis macroeconômicas (produto interno bruto, inflação, taxa de juros e Ibovespa) e a emissão de oferta pública de ações na bolsa. Segundo Kim e Weisbach (2005) os motivos que levam uma empresa a emitir ações na bolsa de valores são explicados majoritariamente pela necessidade de capital para investimento, e que a grande parte dos recursos captados vão para investimentos em pesquisa e desenvolvimento e despesas de capital e estoque. De acordo com Pinheiro (2009) a justificativa para a realização de uma análise macroeconômica se deve ao fato da bolsa de valores refletir o desempenho da economia no qual esta inserida.

Para Leal (2000), o mercado de capitais no Brasil possui determinadas limitações obrigando os gestores das empresas a conhecerem o *timing* de captar recursos, classificados como momentos de euforia, derivado quer por uma redução da taxa de juros ou pelo retorno no mercado acionário. Percebe-se, que o ambiente e o nível de atividade econômica aliada ao custo de capital são determinantes no processo de captação de recursos de financiamento. Parte-se do pressuposto que aspectos conjunturais podem produzir impactos sobre a captação de recursos externos, visto que momentos de euforia do mercado e de expansão econômica concentram boa parte das captações de recursos externos (MATSUO E JUNIOR, 2004, p. 8).

No Brasil, uma das estratégias de financiamento dos investimentos que ultimamente tem se destacado é a emissão de ações no mercado de capitais. Segundo Pellicani (2011) ainda a principal fonte de financiamento das empresas é o capital próprio. No entanto, não é desprezível a importância da capacitação de recursos que tais empresas vêm realizando no mercado nacional e internacional. As empresas adotam a abertura de capital visando realizar projetos de investimento e, em troca, oferecem direitos de participação no controle ou no capital social.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma. Além desta breve introdução, na seção dois descreve-se o mercado acionário brasileiro. Na terceira seção, é abordado o modelo teórico utilizado. Logo após, na seção quatro é apresentada a metodologia do modelo Vetores Auto Regressivo (VAR). Após esta seção, segue-se a apresentação dos resultados na seção cinco. Finalizando, tem-se a seção seis conclusiva onde é discutida a ligação da problemática econômica tratada com os resultados empíricos fornecidos pelo modelo VAR.

## 2 O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

Como já salientado, os mercados monetário e de capitais tem como papel permitir a transferência de recursos entre as unidades poupadores e os demandantes de créditos, formando o mercado de poupança. O desenvolvimento desse mercado promove o desenvolvimento socioeconômico. Se a poupança for direcionada para a atividade produtiva será gerado investimentos e conseqüentemente emprego e renda. Caso for direcionada ao consumo, aquece a demanda por bens e serviços.

Esta seção busca relatar a evolução desse mercado com foco no mercado de ações no Brasil. Segundo a BM&FBovespa (2012) entende-se por Ações os títulos de propriedade que conferem a seus detentores (investidores) a sociedade na empresa. A sua emissão proporciona a captação de recursos para o financiamento de projetos de longo prazo, adequação da estrutura de capital da empresa e/ou liquidez para os empreendedores.

A Oferta Pública Inicial (*IPO – Initial Public Offer*) é o primeiro lançamento de ações no mercado. Após a abertura de capital e a oferta inicial, a empresa poderá realizar outras ofertas públicas, conhecidas como “*Followon*”. As ofertas públicas de ações (*IPO e Followon*) podem ser primárias e/ou secundárias, sendo que as ofertas primárias viabilizam a captação de novos recursos para investimento e reestruturação de passivos por parte da empresa, fato que leva, portanto a um aumento de capital da empresa. Já as ofertas secundárias, permitem liquidez aos empreendedores, que vendem parte de suas ações, num processo em que o capital da empresa permanece o mesmo, porém ocorre um aumento na base de sócios (BM&FBOVESPA, 2012).

Sousa e Azevedo (2011) afirmam que durante a década de 1980 e grande parte da década de 1990 os maiores volumes de negociação no mercado acionário eram formados quase que exclusivamente por empresas estatais. A razão por detrás disso eram as anomalias creditárias. Com a abertura econômica do país em 1991 e a conseqüente entrada de capital estrangeiro no mercado nacional ampliou as bolsas de valores brasileiras a um ritmo acelerado até 1997.

Vários foram os fatores que impactaram negativamente nos resultados da bolsa de valores. Entre eles estão crise asiática (1997), a moratória russa (1998), seguida da crise cambial brasileira e a crise argentina. A crise cambial brasileira ocorrida no final de 1998 e início de 1999, derivado da utilização excessivamente prolongada da âncora cambial que levou a uma sobrevalorização do Real, forçando o governo a abandonar o regime de metas cambiais, no caso o de âncora cambial, e lançar mão do regime de câmbio flexível (SILVA FILHO, SILVA e FRASCAROLI, 2006).

Tal fato gerou uma expectativa de alta no processo inflacionário, provocando certa instabilidade no início de 1999. Pinheiro (2009) salienta que a crise cambial abalou a imagem do país no cenário internacional. Três dias que seguiram a liberação cambial a Bovespa teve uma valorização superior a 40%, mas depois ocorreram quedas em função da fuga de capitais.

Já nos anos 2001 e 2002 houve uma combinação de choques externos com destaque para a crise argentina, ataque terrorista de 11 de setembro e desaceleração da economia mundial, bem como os choques domésticos com atenção para a crise energética e a crise de confiança acerca da política econômica do novo governo, resultaram num significativo impacto sobre a taxa de câmbio e, conseqüentemente, sobre a inflação (SILVA e MAIA, 2005).

Segundo Pinheiro (2009) no ano de 2002 a Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) lidera o movimento Ação Cívica pelo Desenvolvimento do Mercado de Capitais com a participação de 45 entidades, o que gerou o Plano Diretor do Mercado de Capitais, constituindo para as empresas uma fonte de liquidez e recursos, para os investidores a melhor

alternativa de investimentos e para a regulação devia preservar a credibilidade e a promoção do desenvolvimento instituições, mercados e produtos.

Matsuo e Junior (2004) analisaram a influência de fatores macroeconômicos nas emissões primárias de ações e debêntures no Brasil, com dados trimestrais que compreendiam o período de outubro de 1994 e junho de 2003. As variáveis macroeconômicas utilizadas refletiam o custo de capital (Índice Bovespa, Juros reais e Liquidez da Bolsa), condicionantes da estrutura de capital (Investimento Estrangeiro Direto e Investimento Estrangeiro em Carteira), fatores representativas do nível de atividade (PIB) e fatores representativos do nível do ambiente econômico (*Spread* do *C-Bond* e Dívida Pública Total).

A estratégia empírica utilizada foi o uso do modelo de mínimos quadrados ordinários que apresentou as seguintes evidências: a razão dívida pública total/PIB, ingresso de investimento estrangeiro direto (IED – ingresso) e taxa de juros real – são estatisticamente significantes quer na determinação de emissão de ações quanto na emissão de debêntures. O fato da razão dívida pública total/PIB se relaciona negativamente com as emissões primárias, reforça a hipótese de que há um efeito de *crowding out*<sup>1</sup> no mercado de capitais brasileiro para o período analisado.

De acordo com Lameira (2005), o Brasil viveu anos em que a situação macroeconômica penalizou o desenvolvimento do mercado de capitais, tornando-a impotente do seu papel de transferência da poupança quer interna ou externa, para o setor produtivo gerando modernização e crescimento dos negócios. O descontrole inflacionário, aliado a altas taxas de juros e manutenção do déficit fiscal do Estado, inibiam o crescimento do mercado de capitais.

Lameira (2005) reconhece também que o Brasil tem feito um grande esforço para modernizar e dinamizar o funcionamento da sua economia buscando a geração da poupança interna e a promoção de reformas que atuam sobre os problemas estruturais visando maior crescimento econômico. Destaque vai para a Comissão de Valores Mobiliários (CVM), agência estatal que regula e fiscaliza o mercado de capitais, tem procurado atualizar o ambiente regulatório através da inserção de novos produtos, valorização dos interesses dos investidores, e a modernização de procedimentos operacionais flexibilizando o acesso ao mercado das empresas que demandam recursos.

Tal fato pode ser constatado no trabalho de Pellicani (2011), quando afirma que esse mercado obteve fraco desempenho na década de 90 e início da década de 2000. Entre as causas estão a falta de qualidade das ações ofertadas aos investidores. Desse modo a Bovespa decidiu adotar medidas de governança corporativa (estimulando o interesse dos investidores e ao mesmo tempo valorizar as empresas), criando em 2000, os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa (Nível 1 e Nível 2) e o Novo Mercado. Essa diferenciação tem como objetivo destacar as empresas comprometidas com maior transparência e melhores práticas de Governança Corporativa (BACHMANN, AZEVEDO e CLEMENTE, 2012). Para Nascimento *et al.* (2013) tais medidas projetam os interesses de todos os acionistas e não apenas do dos controladores das empresas.

No período mais recente o mercado de capitais volta a conhecer uma nova dinâmica, principalmente no que tange aos *IPO*. Segundo Aldrighi (2010) a retomada do lançamento de *IPO* no mercado brasileiro de ações a partir de 2004 culminou em 2007 com a abertura de capital de 64 empresas, que captaram cerca de R\$ 55 bilhões, montante esse excepcional tanto se comparado ao dos anos anteriores ou ao valor total de desembolsos do BNDES (R\$ 64,9 bilhões), sendo esse último a principal fonte de financiamento de longo prazo das grandes empresas no Brasil.

---

<sup>1</sup> Segundo Sonaglio, Campos e Braga (2010) é quando o investimento do setor público compete por recursos físicos e financeiros com o setor privado, podendo gerar uma redução do investimento privado.

Aldrighi (2010) destaca alguns fatores como sendo os responsáveis por esse *boom* no mercado de *IPO*: sólidos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira; os avanços nas reformas microeconômicas (reforma da lei das S.A. em 2001 e da lei disciplinando as atribuições e responsabilidades da CVM em 2002); a farta liquidez internacional; e a criação em 2000 dos níveis diferenciados de exigências de governança corporativa pela Bovespa.

Aldrighi (2010) mostra ainda que as empresas maiores, com maiores lucratividades, gastos de investimento mais elevados, e que mais crescem possuem uma maior probabilidade de lançar uma *IPO*; a reestruturação financeira e diversificação da riqueza dos empresários não constituem como motivações para as *IPO*; e por fim as condições favoráveis do mercado internacional de capitais contribuíram para a onda de *IPO* no período.

Com a crise financeira de 2007, o ano de 2008 foi marcado por uma redução 93,75% e 33,33% na emissão de *IPO* e *Followon* respectivamente, como mostra os dados da BMFBOVESPA (2012). O volume captado em Ofertas Públicas de ações sofreu uma variação negativa de 51,07%. Outros fatos foram marcantes para esse ano. É o caso da criação da BM&FBovespa, resultante da fusão entre a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e a BOVESPA, tornando-se uma das maiores bolsas do mundo em valor de mercado. É atualmente a terceira maior bolsa listada do mundo. Até fevereiro de 2012 tinha 466 empresas listada.

Nesse mesmo ano foi criado a Bovespa Mais, visando tornar mais acessível o mercado de capitais as empresas, principalmente aquelas que sejam atrativas ao investidor e que necessitam de financiamento de médio e longo prazo, como por exemplo, as empresas de pequeno e médio porte (PELLICANI, 2011).

### 3 MODELOS DE FATORES

Os modelos de fatores são normalmente utilizados para identificar as relações existentes em finanças. Desses, destaque vai para as relações de risco e retorno de um portfólio, onde o modelo de fatores decompõe o retorno dos ativos em fatores comuns a todos os ativos, que compõem a carteira, mais um fator específico para cada ativo (ZIVOT e WANG, 2002). Busca-se isolar as sensibilidades de cada ativo aos fatores comuns de risco, dado o fato de que de alguma forma impactam todos os ativos da carteira.

Ressaltam os modelos multifatores, onde estão: Modelos de Fatores Fundamentais; Modelos de Fatores Macroeconômicos; Modelos de Fatores Estatísticos. A escolha dos fatores pode ser de ordem econômica e finanças (taxas de juros, inflação, PIB, índices de mercado, taxas de câmbio, etc), fundamentalista (razões preço/lucro, dividendos, etc) ou estatística (análise dos principais componentes, análise fatorial, etc). Um dos modelos multifatoriais mais conhecidos na literatura de finanças é a teoria de precificação por arbitragem (APT).

Segundo Alexander (2005), o sucesso dos modelos fatoriais depende tanto dos fatores de escolha, bem como do método utilizado na estimação das sensibilidades desses fatores. Dependendo do tipo do modelo fatorial, as sensibilidades podem ser estimadas usando-se regressões *cross-section*, técnicas de séries de tempos ou método do autovalor.

O que se tem observado na literatura de finanças que é a utilização da lógica dos modelos multifatoriais para aplicações que não sejam da relação risco e retorno. É o caso da relação entre as ofertas públicas de ações e as variáveis macroeconômicas. Por meio de modelo de regressão com mudanças de regime markoviana, AMEER (2011) analisou a relação entre os fatores macroeconômicos e ofertas públicas iniciais (*IPO*) na Malásia durante o período de 1990 a 2008. Mas precisamente as variáveis explicativas que foram usadas são as taxas de juros e a produção industrial.

Os resultados obtidos apontam para existência da relação de causalidade entre tais variáveis e os *IPO* e que tais impactos seriam maiores nos momentos em que a economia apresentava períodos de baixo crescimento. Ademais tem que quando o governo adota aperto na política monetária, provocando aumento nas taxas de juros e conseqüentemente quedas nos dividendos das ações causaria efeito negativo sobre os *IPO*.

Tran e Jean (2011) analisaram a dinâmica dos impactos das variáveis macroeconômicas sobre os *IPO* nos EUA, durante o período de janeiro de 1970 a dezembro de 2005, utilizando técnicas de econometria de series temporais. É feito também uma investigação sobre a causalidade e mecanismos de impulso respostas entre as variáveis macroeconômicas e as atividades dos *IPO*.

Após Tran e Jeon (2011) identificarem quais são as variáveis mais relevantes na literatura sobre o assunto, incluíram no estudo as seguintes: índice de produção industrial como uma *proxy* para a atividade econômica real; índice S&P500 como uma medida para o desempenho da bolsa de valores; a volatilidade do mercado como uma *proxy* para o risco do investimento; a liquidez do mercado como uma medida da vontade dos investidores de comprometer recursos no mercado; a inflação; taxa efetiva de fundos federais como um indicador da política monetária do *Federal Reserve Bank (FED)*; e o rendimento de 10 anos do *T-Bond* como uma *proxy* para os custos de financiamento de longo prazo da dívida no mercado. Os resultados obtidos fornecem fortes evidências de que o desempenho do mercado acionário, política monetária do *FED*, e os rendimentos de longo prazo dos títulos públicos, desempenham um papel importante no fornecimento de um ambiente favorável sobre os *IPOs*.

Para o mercado brasileiro recentemente foram efetuados alguns estudos<sup>2</sup>. Sousa e Azevedo (2011) estudaram o impacto das variáveis macroeconômicas na emissão de ações na Bolsa de Valores de São Paulo, com dados mensais de 1998 a 2008. As variáveis macroeconômicas estabelecidas foram o PIB, Selic e IPCA. A metodologia empregada nessa análise a fim de atingir o objetivo proposto, foi o teste de correlação e o Método dos Mínimos Quadrados.

Apesar de o modelo proposto ter obtido êxito apenas quanto à significância do PIB o teste de correlação demonstrou que existia relação entre as variáveis macroeconômicas e do número de emissão de ações. Os resultados mostram que a correlação mais forte é com o PIB e que variam no mesmo sentido, já o IPCA e a Selic variam de forma contrária a emissão de ações.

Percebe-se, portanto a existência de interesse em identificar como as variáveis macroeconômicas impactam na direção das empresas relativamente a sua melhor estrutura de capital. Com o que já foi aqui explanado, pode-se formular um modelo multifatorial de variáveis macroeconômicas que buscam explicar a emissão de ofertas públicas de ações. A Tabela 1 que segue ilustra as variáveis que compõe o modelo:

---

<sup>2</sup> Um deles é o trabalho de Matsuo e Junior (2004) que já foi retratado na seção anterior.

Tabela 1– Lista das variáveis que compõem o modelo

| Grupo                                      | Variáveis  | Notação       |
|--|--|---------------|
| Emissão de Ações                           | Ofertas Públicas de Ações  | IPO           |
| Sinalizadores de custo de capital          | Índice Bovespa<br>Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.)                            | IBOV<br>SELIC |
| Fator representativo do nível de atividade | Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessaz. (média 2002 = 100), | PIG           |
| Ambiente Econômico                         | IPCA - geral - índice (dez. 1993 = 100)  | IPCA          |

**Fonte:** Elaboração própria a partir de dados

Os sinalizadores de custo de capital representam os fatores que estão diretamente relacionados ao custo de capital. Enquanto que o fator do nível de atividade representa os ciclos de expansão e retração econômica. E por fim os fatores de ambiente econômico visa medir a percepção de risco inflacionário.

A justificativa reside no fato de que quando as empresas necessitam realizar investimentos de longo prazo se deparam com a escolha entre o uso de capital próprio, ou de terceiros, ou então uma combinação entre as duas fontes. No entanto tal escolha não é fácil, por depender de inúmeros fatores, entre eles o cenário macroeconômico, dado o fato que aspectos conjunturais podem produzir impactos sobre a captação de recursos externos, como apontam Matsuo e Junior (2004).

#### 4 METODOLOGIA

Por meio da estimação de um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR), pretendeu-se analisar os principais efeitos e relações das variáveis macroeconômicas e as ofertas públicas de ações no Brasil, durante o período de janeiro de 1998 a janeiro de 2012. Na literatura macroeconômica o modelo VAR tem sido frequentemente utilizado para estudos empíricos. Silva e Maia (2005) apontam dois fatores que justificam isso: apresenta um caminho simples no estudo da dinâmica macroeconômica, por não necessitar de uma completa especificação da estrutura da economia, que nos modelos de equações simultâneas é exigida; por ser bastante apropriada para fazer previsões. Ademais, o modelo permite analisar as inter-relações estatísticas dinâmicas que existem entre as variáveis macroeconômicas e suas inovações (choques).

É importante ressaltar que no processo de modelagem alguns passos são importantes, como a realização de testes de estacionariedade de sobre as variáveis, causalidade entre as variáveis, testes de cointegração, a identificação do modelo VAR, bem como a estimação das funções de impulso resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão. Esses passos serão descritos a seguir.

##### 4.1 Estacionariedade

Segundo Morettin e Toloi (2004) um processo estacionário ocorre numa série temporal quando ele se desenvolve no tempo de modo que a escolha da amostra temporal, ou janela temporal não seja importante. Diz-se que um processo estocástico é estacionário



quando sua média e sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo.

- (i)  $E[y_t] = E[y_{t-s}] = \mu$ , com  $t \neq s$ , média constante;
- (ii)  $E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$ , variância constante;
- (iii)  $E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-s} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$ , covariância constante.

Sendo assim recorre-se a testes como o Teste Dickey-Fuller (1979) (DF), o chamado Teste Dickey-Fuller Ampliado (1981) (ADF). Tem-se ainda o Teste Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados (1996) (DF-GLS), que será o utilizado nesse trabalho, dada a sua eficiência em relação aos primeiros. Eles são utilizados para detectar se a série temporal é ou não estacionária, isto é, se  $y_t$  possui ou não raiz unitária. A metodologia para se desenvolver o teste consiste em gerar iterações a partir de processos do tipo *random walk*, se detectarmos a presença de raiz unitária teremos, então, um processo não estacionário.

O teste DF pode ser mais bem entendido considerando um processo autoregressivo de primeira ordem, ou seja,  $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ . Se  $\rho = 1$ , temos que a variável  $y_t$  possui uma raiz unitária. Podemos expressar, alternativamente, este processo autoregressivo da seguinte forma:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2)$ . A hipótese a ser testada é se  $\delta = 0$ . Que significa testar se  $\rho = 1$  é. Este teste pode ser estendido para incorporar tendência e/ou constante, de maneira que:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Ao estimar (3) e (4) nos interessa saber se os  $\delta$ 's são significativamente diferentes de zero, ou  $\rho \neq 1$ , isto é se a série não é estacionária. Para isso, calculamos a estatística  $\tau = \delta/\sigma_\delta$  cujos valores críticos foram tabelados por Dickey-Fuller e Makinnon da seguinte forma: para valores absolutos de  $\tau$  estimados maiores que o  $\tau$ , não rejeitamos a hipótese nula, isto é, a série possui raiz unitária e é não estacionária.

Mais tarde surge o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) adicionando ao teste anterior termos de diferenças defasadas. Isso porque os erros podem ser autocorrelacionados. O modelo de teste assume então a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} y_{t-p+1} + \delta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Ainda no intuito de verificar a existência de raiz unitária nas séries, Elliot *et al* (1996), apresentaram o teste DF-GLS, como uma versão eficiente do teste ADF. Essa nova metodologia consiste na aplicação do teste ADF à série previamente filtrada de seus componentes determinísticos. O teste apresenta duas hipóteses alternativas: a série é estacionária em torno de uma tendência linear, ou a série é estacionária sem uma tendência linear. Tem-se que em relação ao teste ADF, o teste DF-GLS é realizado inicialmente

estimando o intercepto e a tendência por meio de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), introduzindo novas variáveis  $\tilde{y}_t$ ,  $x_t$  e  $z_t$ , sendo:

$$\tilde{y}_t = \begin{cases} y_t, & \text{se } t = 1 \\ y_t - \alpha y_t, & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (6)$$

$$x_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 1 \\ 1 - \alpha, & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (7)$$

$$z_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 1 \\ 1 - \alpha(t - 1), & \text{se } t > 1 \end{cases} \quad (8)$$

$$\alpha = 1 - \left(\frac{13,5}{T}\right) \quad (9)$$

Posteriormente, realiza-se por Mínimos Quadrados Ordinários a seguinte regressão:

$$\tilde{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Os parâmetros  $\delta_0$  e  $\delta_1$  são utilizados para retirar a tendência dos dados, gerando uma nova série de dados  $y_t^*$ :

$$y_t^* = y_t - (\delta_0 + \delta_1 t) \quad (11)$$

E por fim para verificar a primeira hipótese alternativa realiza-se o teste ADF na nova série. Já para verificar a segunda hipótese alternativa, estima-se a equação eliminando  $z_t$  e aplica-se o teste ADF.

## 4.2 Relação causal

Antes de estimarmos efeitos marginais, elasticidades e efeitos de umas variáveis sobre as outras, testamos se estatisticamente uma variável afeta a outra. Desta forma, podemos identificar se existe interação dentro de um determinado conjunto de variáveis.

Hamilton (1994) introduz o conceito de causalidade descrevendo uma técnica introduzida por Granger (1969) que permite que sejam escolhidas as variáveis dependentes e as variáveis independentes do modelo. Tome dois processos estocásticos  $IPO_t = \{IPO_1, IPO_2, \dots, IPO_n\}$  representando a variável IPO e  $M_t = \{M_1, M_2, \dots, M_n\}$ , representando o vetor de variáveis macroeconômicas, por exemplo. Numa situação em que a variável  $IPO_t$  explica a previsão da variável  $M_t$  melhorando o ajuste da estimação, denomina-se  $M_t$  como *causado-de-Granger* por  $IPO_t$ <sup>3</sup>. O procedimento especificado a seguir consiste em estimar ambas variáveis na posição de variável dependente:

$$IPO_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i IPO_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i M_{t-i} + \varepsilon_{IPO_t} \quad (12)$$

$$M_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i M_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho_i IPO_{t-i} + \varepsilon_{M_t} \quad (13)$$

<sup>3</sup>Pode ser no sentido oposto também, isto é, em que a variável  $M_t$  explica a previsão de  $IPO_t$ .

Onde  $\varepsilon_{IPO_t}$  e  $\varepsilon_{M_t}$  são *i.i.d.*, além disso, perceba que os testes são efetuados nos parâmetros defasados  $\theta$  e  $\rho$ , equações (1) e (2), respectivamente. Se os parâmetros  $\theta$  forem estatisticamente iguais a zero, a variável  $M$  não causa  $IPO$  na equação (12). Analogamente, se os parâmetros  $\rho$  forem estatisticamente iguais a zero, a variável  $IPO$  não causa  $M$  na equação (12).

A hipótese nula é que não há causalidade no modelo em nenhum dos dois sentidos. O próximo passo após estimar ambas as regressões, é verificar o sentido da causalidade utilizando o teste  $F$ .

$$H_0: \theta_i = 0 \text{ e } \rho_i = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots$$

$$H_1: \theta_i \neq 0 \text{ e } \rho_i \neq 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots$$

Se  $\theta_i$  e  $\rho_i$  forem nulos, não se rejeita a hipótese nula, logo a consequência imediata é que as variáveis com os valores defasados não influenciam o modelo. Obviamente, se as hipóteses nulas forem rejeitadas, têm-se uma relação de causalidade. Desta forma uma análise se valerá da observação de como ambas variáveis  $IPO$  e  $M$  se ajustam.

### 4.3 Modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR)

Até a década de 1970, a abordagem através de equações simultâneas, anteriormente abordada, era a base para a análise macroeconômica tradicional e era feita a partir de duas medidas básicas, a classificação *a priori*, e muitas vezes *ad hoc*, das variáveis endógenas e exógenas e a imposição de restrições sobre os parâmetros estruturais como mostra Hoover (2006). A mesma, exposta no trabalho da chamada *Cowles Commission*<sup>4</sup>, foi pesadamente criticada por vários autores, entre eles Christopher Sims e Robert Lucas Jr. As críticas centravam-se nos seguintes pontos:

- A divisão *a priori* das variáveis em endógenas e exógenas era arbitrária, em princípio, todas as variáveis deveriam ser consideradas endógenas;
- A imposição de restrições zero na forma estrutural era feita com pouco respaldo na teoria econômica, unicamente com o objetivo de garantir a identificação dos modelos, dando origem às chamadas ‘restrições incríveis’;
- Os parâmetros das *decision rules* estimados não permaneciam estáveis frente às mudanças na política econômica.

Sims (1980) argumentou que as ‘restrições incríveis’ utilizadas para estimar grandes modelos econométricos empobreciam enormemente a confiabilidade das recomendações de políticas baseadas nas estimações dos mesmos. Ele avaliou que era possível utilizar algumas hipóteses de identificação e propôs o modelo VAR como estratégia de modelagem alternativa.

O modelo VAR é uma extensão natural da metodologia dos modelos univariados auto-regressivo de Box e Jenkins (1976). Ele provou ser especialmente útil para descrever o comportamento dinâmico de séries temporais econômicas e financeiras, principalmente para se realizar previsões.

Seja um exemplo de sistemas de equações adaptado de Enders (1995) que consiste no modelo VAR. Este exemplo é adaptado as variáveis  $\{M_t\}$  e  $\{IPO_t\}$ , de forma que o trajeto no tempo  $\{M_t\}$  é afetado por  $\{IPO_t\}$ :

<sup>4</sup>Veja mais em Christ (1994).

$$IPO_t = b_{10} - b_{12}M_t + \gamma_{11}M_{t-1} + \gamma_{12}IPO_{t-1} + \varepsilon_{IPO_t} \quad (14)$$

$$M_t = b_{20} - b_{21}IPO_t + \gamma_{21}IPO_{t-1} + \gamma_{22}M_{t-1} + \varepsilon_{M_t} \quad (15)$$

É possível transformar o sistema de equações (14) e (15) num sistema de equações na forma reduzida estimável:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{10} \\ b_{20} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t-1} \\ M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{IPO_t} \\ \varepsilon_{M_t} \end{bmatrix} \quad (16)$$

ou

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

em que:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{10} \\ b_{20} & 1 \end{bmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \quad x_t = \begin{bmatrix} IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{IPO_t} \\ \varepsilon_{M_t} \end{bmatrix}$$

multiplicando a equação (17) por  $B^{-1}$ , encontramos o vetor auto-regressivo em sua forma padrão:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

com  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$  e  $\varepsilon_t = B^{-1}\varepsilon_t$ . Usando a nova notação desenvolvida, podemos reescrever (14) e (15):

$$IPO_t = a_{10} - a_{11}IPO_{t-1} + a_{12}M_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (19)$$

$$M_t = a_{20} - a_{21}IPO_{t-1} + a_{22}M_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (20)$$

O sistema composto pelas equações (19) e (20) é chamado de *VAR padrão*. Seu principal problema é verificar se este sistema permite recuperar o sistema de equações (14) e (15), isto é, se é possível identificar o modelo com equações simultâneas. Segundo Maia (2001) é importante observar uma restrição do modelo, pois essa metodologia não permite estimação de um sistema *subidentificado*, ou seja, que tenha número de equações menor que o número de incógnitas.

No emprego desta metodologia tem-se uma discussão sobre a especificação das variáveis no modelo. Ele pode ser estimado pelo *Método dos Mínimos Quadrados Ordinários* desde que  $\{M_t\} \sim I(0)$  e  $\{IPO_t\} \sim I(0)$ . Se  $\{M_t\} \sim I(1)$  e  $\{IPO_t\} \sim I(1)$  e não são cointegradas, deve-se estimar a relação entre elas como um VAR em primeira diferença. Contudo, segundo Sims (1980) deve-se tomar muito cuidado ao diferenciar as séries, pois o objetivo central da estimação do modelo é justamente compreender as inter-relações entre as variáveis e não determinar os parâmetros.

Morettin e Toloí (2004) chama a atenção para os erros  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , note que o mesmo é decomposto por dois choques  $\varepsilon_{IPO_t}$  e  $\varepsilon_{M_t}$ . Desde que  $\varepsilon_t = B^{-1}\varepsilon_t$  podemos escrever os erros como:

$$\varepsilon_{1t} = \frac{(\varepsilon_{IPO_t} - b_{12}\varepsilon_{M_t})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (21)$$

$$\varepsilon_{2t} = \frac{(\varepsilon_{M_t} - b_{12}\varepsilon_{IPO_t})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (22)$$

desde que  $\varepsilon_{IPO_t}$  e  $\varepsilon_{M_t}$  sejam processos do tipo ruído-branco, isto é, tenham média zero, variâncias constantes e não sejam autocorrelacionados. Derivando as propriedades de,  $\varepsilon_{1t}$  primeiro tomamos sua esperança matemática:

$$E[\varepsilon_{1t}] = E\left[\frac{(\varepsilon_{IPO_t} - b_{12}\varepsilon_{M_t})}{(1 - b_{12}b_{21})}\right] = 0 \quad (23)$$

$$E[\varepsilon_{1t}^2] = E\left[\frac{(\varepsilon_{IPO_t} - b_{12}\varepsilon_{M_t})^2}{(1 - b_{12}b_{21})^2}\right] = \left[\frac{(\sigma_r^2 + b_{12}^2 b_{21} \sigma_M^2)}{(1 - b_{12}b_{21})^2}\right] \quad (24)$$

A variância de  $\varepsilon_{1t}$  é independente do tempo e a autocorrelação de  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  é:

$$E[\varepsilon_{1t}\varepsilon_{1t-i}] = E\left[\frac{(\varepsilon_{IPO_t} - b_{12}\varepsilon_{M_t})(\varepsilon_{IPO_{t-i}} - b_{12}\varepsilon_{M_{t-i}})}{(1 - b_{12}b_{21})^2}\right] = 0 \quad \forall \quad i \neq 0 \quad (25)$$

Similarmente,  $\varepsilon_{2t}$  também é um processo estacionário com média zero, variância constante e correlação entre os erros nula. Observe que erros  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são correlacionados. Sua covariância pode ser escrita:

$$E[\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}] = E\left[\frac{(\varepsilon_{IPO_t} - b_{12}\varepsilon_{M_t})(\varepsilon_{IPO_{t-i}} - b_{12}\varepsilon_{M_{t-i}})}{(1 - b_{12}b_{21})^2}\right] = -\left[\frac{b_{21}\sigma_{IPO}^2 + b_{12}\sigma_M^2}{(1 - b_{12}b_{21})}\right] \quad (26)$$

O *Teste de Granger* apresentado anteriormente pode apontar uma relação de causalidade em ambos sentidos entre as séries. Vejamos o caso em que  $\{IPO_t\}$  afeta  $\{M_t\}$  e não o contrário. Assim, desde que todos os elementos da matriz dada por (28) sejam independentes do tempo, pois os choques afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas do modelo, isto é, as inter-relações entre um choque e outro são captadas pela matriz  $A$  (equação (25)). Podemos reescrevê-la refletindo o exemplo de causalidade de  $\{IPO_t\}$  para  $\{M_t\}$  pela matriz de variância e covariância do modelo:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_{1t}) & 0 \\ \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) & \text{var}(\varepsilon_{2t}) \end{bmatrix} \quad (27)$$

Normalmente, o elemento  $a_{12}$  da matriz dada por (17) não é igual a zero a menos que se esteja interessado em estimar os efeitos contemporâneos dos choques entre  $\{IPO_t\}$  sobre  $\{M_t\}$  e  $\{M_t\}$  sobre  $\{IPO_t\}$ .

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (28)$$

com  $\text{var}(\varepsilon_{1t}) = \sigma_1^2$ .

Uma vez que o modelo VAR expressa uma relação entre um determinado conjunto de variáveis, pode também ser utilizado para analisar certos aspectos da relação entre as

variáveis de interesse. Entre eles, destacam-se três maneiras para se interpretar um modelo VAR, dentre as quais apresentaremos as duas últimas:

- 1) Análise da causalidade entre as variáveis;
- 2) Análise de impulso resposta nos termos de erros das variáveis;
- 3) Análise de decomposição da variância do erro de previsão.

#### 4.4 Função Impulso Resposta do modelo VAR

Sob a suposição de que o sistema seja estável, em consonância Sims (1980), o modelo VAR pode ser representado por um modelo *Vector Moving Average* (VMA), desde que sejam respeitadas as condições de estacionariedade e de invertibilidade. Desta forma, a representação VMA pode estabelecer o comportamento das variáveis do sistema a choques ou inovações gaussianas, ou seja, pelas médias móveis dos termos aleatórios.

Levando em consideração a utilização de modelos mais parcimoniosos, a inclusão de médias móveis garante que menos parâmetros serão necessários para guardar a memória auto-regressiva das variáveis (MAIA, 2001). Obtemos a equação (29) que expressa  $IPO_t$  e  $M_t$  em termos das sequências de resíduos  $\{\varepsilon_{1t}\}$  e  $\{\varepsilon_{2t}\}$ .

$$\begin{bmatrix} IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{IPO} \\ \overline{M} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (29)$$

Das equações (14) e (15), o vetor de resíduos pode ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ (1-b_{12}b_{21}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (30)$$

Combinando as equações (29) e (30):

$$\begin{bmatrix} IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{IPO} \\ \overline{M} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ (1-b_{12}b_{21}) \end{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (31)$$

Para tornar a notação mais acessível, simplificamos a definição da matriz  $\phi_i$  de dimensão 2 x 2 como:

$$\phi_i = \begin{bmatrix} A_1^i \\ (1-b_{12}b_{21}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (32)$$

Adotando esta notação, podemos representar as equações (28) e (29) por médias móveis (MA), escritas como sequências dos resíduos  $\{\varepsilon_{IPOt}\}$  e  $\{\varepsilon_{Mt}\}$  como segue:

$$\begin{bmatrix} IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{IPO} \\ \overline{M} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{IPOt-i} \\ \varepsilon_{Mt-i} \end{bmatrix} \quad (33)$$

De forma mais simples:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (34)$$

A partir desta representação, é possível mensurar a relação entre as sequências  $\{IPO_t\}$  e  $\{M_t\}$ . Através dos coeficientes  $\phi_i$  podem-se gerar efeitos de choques aplicados aos resíduos sobre as sequências  $\{IPO_t\}$  e  $\{M_t\}$ . Sendo assim, a *Função Impulso-Resposta* é calculada a partir dos coeficientes estimados o que está circunstanciado por um intervalo de confiança. Ele pode ser calculado pelo Método de Monte Carlo (MMC) ou de forma analítica, sendo esta última mais difícil de obtenção para modelos mais complexos.

#### 4.5 Decomposição da Variância dos Erros de Previsão do modelo VAR

Uma forma alternativa de analisar os resultados do modelo VAR é através da decomposição da variância. Ela consiste numa forma de explicar a porcentagem da variância do erro de previsão decorrente de cada variável endógena do modelo dentro de um horizonte de previsão.

Hamilton (1994) sugere que se pode admitir que os parâmetros  $\Gamma_0$  e  $\Gamma_1$  da equação (22) do modelo VAR sejam conhecidos. Além disso, se desejam prever os vários valores de  $x_{t+1}$  condicionados ao valor de  $x_t$ . Logo, trazendo a equação (23) para  $x_{t+1}$ , temos:

$$x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t + \varepsilon_{t+1} \quad (35)$$

Aplicando a esperança matemática condicionada na equação (35):

$$E[x_{t+1}] = A_0 + A_1 x_t \quad (36)$$

O erro de previsão no período seguinte é representado por:

$$x_{t+1} - E[x_{t+1}] = \varepsilon_{t+1} \quad (37)$$

Para dois períodos seguintes, temos:

$$x_{t+2} = A_0 + A_1 x_{t+1} + \varepsilon_{t+2} \quad (38)$$

Analogamente ao raciocínio de se encontrar o erro de previsão para um período seguinte, podemos encontrar o erro de previsão para dois períodos seguintes e para  $n$  períodos seguintes. Adicionalmente, utilizando a mesma lógica aplicada à equação (28) transformando-a num processo VMA, podemos reescrever o erro de previsão através de um processo em função de seus próprios resíduos como expressado a seguir:

$$x_{t+n} - E[x_{t+n}] = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n+i} \quad (39)$$

Representando a variância do erro de previsão para  $IPO_{t+n}$  como  $\sigma_{IPO}(n)^2$ , obtém-se:

$$\sigma_{IPO}(n)^2 = M_t \left[ (IPO_{t+n} - E[IPO_{t+n}])^2 \right] \quad (40)$$

Dado que os valores de  $\phi_{jk}(i)^2$  são não-negativos, a variância do erro de previsão aumenta diretamente com o aumento do horizonte de previsão  $n$ .

## 5 RESULTADOS

Para a realização desse estudo foi utilizado dados mensais das variáveis listadas na Tabela 1, obtidas junto ao IPEA, com exceção da variável IPO que foi recolhida junto ao BM&FBovespa. Como já ressaltado para testar a estacionariedade das séries utilizadas nesse estudo (vide Tabela 1), fez-se uso do teste DF-GLS. Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que as séries são estacionárias com nível de significância estatística de 1%, com exceção da série Selic que mostrou ser estacionária com nível de significância estatística de 5%. Desse modo pode-se estimar o modelo VAR.

Tabela 2 – Testes de Estacionariedade

| Variáveis    | DF-GLS   |
|--------------|----------|
| <i>IPO</i>   | -10.097* |
| <i>Selic</i> | -3.179** |
| <i>PIG</i>   | -5.613*  |
| <i>IPCA</i>  | -5.855*  |
| <i>IBOV</i>  | -11458*  |

Fonte: Elaboração própria. Nota: \*1% de significância; \*\*5% de significância;

Posteriormente, foi identificado o número de defasagens em que o modelo se ajusta melhor. Para atingir tal objetivo, foram utilizados três critérios estatísticos: (i) o critério de informação de Akaike (AIC), (ii) o critério de informação de Schwarz (SBIC), e (iii) o critério de informação de Hanna-Quin (HQ). Os resultados encontram listados na Tabela 3. Como pode ser observado os três critérios acusaram que o número ótimo de defasagens é 1.

Tabela 3 – Critérios para escolha de defasagem do var (p)

| Lag | AIC      | SC       | HQ       |
|-----|----------|----------|----------|
| 1   | 18.4029* | 18.9699* | 18.6331* |

Fonte: Elaboração própria.

Uma vez que o presente trabalho tem por finalidade observar quais as relações entre as principais variáveis macroeconômicas (Selic, PIG, IPCA e Ibovespa) e a emissão de oferta pública de ações na bolsa, se faz necessário testarmos se estatisticamente tais variáveis afetam a emissão na bolsa. A fim de se identificar a existência dessa interação, foi utilizado o teste de causalidade de Granger. Os resultados estão apresentados na Tabela 4.

Nota-se, portanto que o teste acusa que a taxa Selic causa emissão de oferta pública de ações no sentido de Granger. O mesmo resultado foi observado para as variáveis PIG e o IPCA. Por outro lado, o teste acusou que o Ibovespa não precede a oferta pública de ações, ou seja, a Ibovespa não causa a oferta pública de ações no sentido de Granger.



Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger em Bloco para VAR

| Hipótese Nula                     | Obs | F-Statistic | Prob.  |
|-----------------------------------|-----|-------------|--------|
| <i>Selic</i> não causa <i>IPO</i> | 167 | 8.22356     | 0.0047 |
| <i>PIG</i> não causa <i>IPO</i>   | 167 | 6.27499     | 0.0132 |
| <i>IPCA</i> não causa <i>IPO</i>  | 167 | 3.91225     | 0.0496 |
| <i>IBOV</i> não causa <i>IPO</i>  | 167 | 0.06279     | 0.8025 |

Fonte: Elaboração própria.

A seguir na Tabela 5 encontram-se os parâmetros e estatísticas do modelo linear estimado. Verifica-se que das variáveis utilizadas nesse estudo, somente o IPCA e a taxa Selic mostraram ser estatisticamente significantes com 1% de nível de significância. Ambas as variáveis apresentaram coeficientes negativos, evidenciando uma relação inversa com a emissão das ofertas públicas, o que corrobora com o resultado encontrado no estudo de correlação feito por Sousa e Azevedo (2011). Já as variáveis PIG e IBOV não mostraram ser significantes.

Tabela 5– Parâmetros e Estatísticas do Modelo VAR Estimado

|                | C           | IPO         | SELIC       | PIG        | IPCA         | IBOV                     |
|----------------|-------------|-------------|-------------|------------|--------------|--------------------------|
| L1             | 3.313752    | 0.187660    | -1.156.826  | -0.000156  | -0.848757    | 0.005643                 |
| DP             | (0.66500)   | (0.07724)   | (0.42277)   | (0.00023)  | (0.45240)    | (0.02097)                |
| Teste <i>t</i> | [ 4.98311]* | [ 2.42943]* | [-2.73631]* | [-0.67172] | [-1.87611]** | [ 0.26916] <sup>ns</sup> |

Fonte: Elaboração própria. Nota: \*1% de significância; \*\*5% de significância; ns = não significante. R-quadrado = 0.140446.

Na Tabela 6 temos a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão pela metodologia de Cholesky, onde se observam em conjunto com a Figura 1, a influência da Taxa de Juros Selic-Over, PIG, IPCA e IBOV sobre a emissão de ofertas públicas. Nas colunas da Tabela 6 estão as percentagens destas influências nas explicações da emissão de ofertas públicas realizados com o passar dos meses.

Tabela 6 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

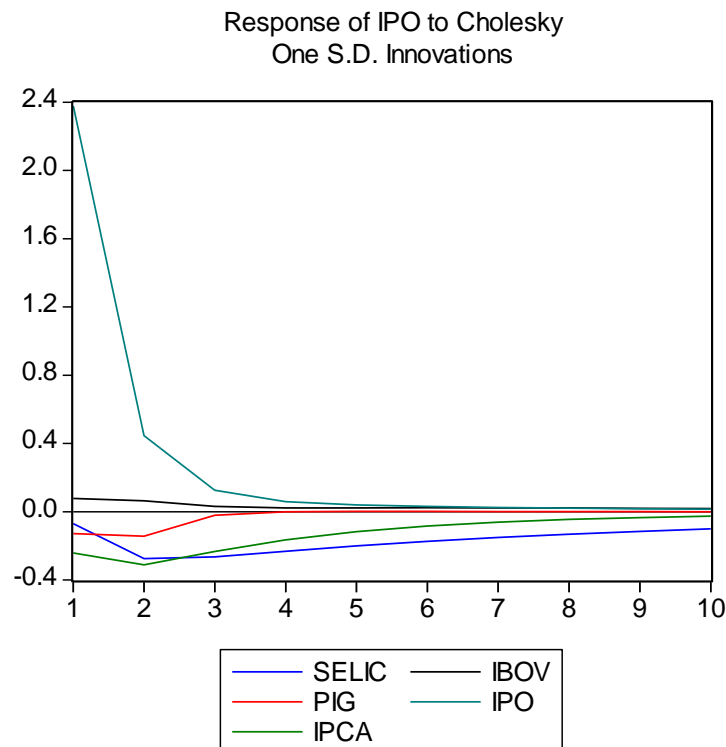
| <b>Período</b> | <b>Erro Padrão</b> | <b>IPO</b> | <b>SELIC</b> | <b>PIG</b> | <b>IPCA</b> | <b>IBOV</b> |
|----------------|--------------------|------------|--------------|------------|-------------|-------------|
| 1              | 2.396007           | 98.51088   | 0.083124     | 0.284885   | 1.016065    | 0.105047    |
| 2              | 2.477184           | 95.40583   | 1.299192     | 0.599174   | 2.529014    | 0.166789    |
| 3              | 2.505483           | 93.51585   | 2.382975     | 0.592264   | 3.329630    | 0.179279    |
| 4              | 2.522344           | 92.32466   | 3.195255     | 0.584374   | 3.710887    | 0.184827    |
| 5              | 2.533388           | 91.54677   | 3.792415     | 0.579398   | 3.889975    | 0.191443    |
| 6              | 2.540982           | 91.01555   | 4.235253     | 0.576014   | 3.974305    | 0.198874    |
| 7              | 2.546392           | 90.63920   | 4.566992     | 0.573603   | 4.013900    | 0.206303    |
| 8              | 2.550346           | 90.36526   | 4.817569     | 0.571841   | 4.032178    | 0.213149    |
| 9              | 2.553287           | 90.16204   | 5.008051     | 0.570530   | 4.040244    | 0.219138    |
| 10             | 2.555502           | 90.00927   | 5.153554     | 0.569544   | 4.043435    | 0.224200    |

**Fonte:** Elaboração própria.

Por meio dos resultados obtidos pode-se constatar que a maior parte dos desvios causados pela variância da variável IPO é explicada por variações sofrida nela mesma, com uma participação de mais de 90,0%, ao longo dos dez meses. Dentre as variáveis macroeconômicas que compõe o escopo do estudo a Selic é a que melhor explica a variação no IPO, passando de 0,08% do segundo mês, para 5,15% no décimo mês. Ainda nesse mesmo mês o IPCA aparece explicando a variação no IPO com 4,04%, seguida do PIG com 0,57% e por fim o IBOV com 0,22%.

Ainda no intuito de buscar saber quais relações guardam as séries em estudo com a emissão de oferta pública de ações, foi utilizada a Função de Impulso Resposta e os resultados encontram-se na Figura 1.

Figura 1 – Funções de Impulso Resposta



Fonte: Elaboração própria.

Vale salientar que a Função de Impulso Resposta é uma técnica que permite avaliar os efeitos de um choque em uma série temporal sobre outra série, bem como saber qual defasagem temporal estes efeitos se fazem sentir com mais intensidade. Para o presente estudo os resultados revelam que, entre as três variáveis macroeconômicas selecionadas, o *IPO* reage com maior significância a um impulso provocado na Selic, seguida do IPCA, enquanto que as demais variáveis mostraram um resultado pouco significativo.

## 6 CONCLUSÃO

Por meio do enfoque multivariado VAR, buscou-se analisar quais relações a emissão de oferta pública de ações (*IPO*) no mercado brasileiro guardam com as variáveis macroeconômicas, partindo do pressuposto que aspectos conjunturais podem impactar na captação de recursos externos. Entre as variáveis constam a taxa de juros (Selic), produção industrial (PIG), taxa da inflação (IPCA) e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro (IBOV), com dados mensais durante o período de janeiro 1998 a janeiro de 2012.

Todas as variáveis utilizadas foram estacionárias em nível o que é positivo devido ao fato de permitir estimar o modelo VAR sem perda de informações. A fim de se identificar a existência de uma relação estatística de causalidade entre as variáveis macroeconômicas e o *IPO*, foi utilizado o teste de causalidade de Granger. Os resultados corroboram com o fato de que tais variáveis afetam *IPO* no sentido de Granger, exceto o IBOV.

Já os resultados do modelo VAR estimado indicam que somente a Selic e o IPCA mostraram ser estatisticamente significantes com 1% de nível de significância. Ambas as variáveis apresentaram coeficientes negativos, evidenciando uma relação inversa com a

emissão das ofertas públicas. Esse resultado sinaliza que quando ocorrem aumentos nessas variáveis os investimentos de longo prazo tornam mesmo atrativos.

A variável Selic foi utilizada como sinalizador do custo de capital, por estar diretamente relacionado com o custo de capital das empresas, quando da emissão de ações. Uma variação na taxa básica de juros tende a influenciar as demais taxas de juros praticadas por todo o mercado monetário, e, por consequente nas taxas de juros de longo prazo, que constituem ferramentas relevantes na tomada de decisão quanto ao consumo e investimento em bens de longa maturação e durabilidade. Desse modo as empresas resolvem esperar para investir.

A variável IPCA foi utilizada como uma *proxy* para o ambiente econômico visando medir os custos do risco inflacionário. Elevadas taxas de inflação impactam na formação de expectativas sobre o futuro, e, portanto sobre a decisão de investir do setor privado. Dado a imprevisibilidade dos lucros, menos projetos de investimentos serão executados e consequentemente a necessidade da captação de recursos de financiamento e a dinâmica do desenvolvimento do mercado de capitais também reduzirão.

Por meio da análise da decomposição da variância e da função impulso resposta foram constatadas que das variáveis macroeconômicas as que mais impacto possuem sobre os desvios causados pela variância da variável *IPO* são a SELIC e o IPCA. Mas vale ressaltar que a maior parte desses desvios é explicada por variações sofrida na própria variável *IPO*, com uma participação de mais de 90,0%, ao longo dos dez meses, o que pode estar fortemente ligado aos aspectos de ordem setoriais e ou microeconômicas.

## REFERÊNCIAS

ALDRIGHI, D.M.. As Ofertas Públicas Iniciais na Bovespa no período recente: características das empresas, estrutura de propriedade e de controle, e desempenho. In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, Salvador, 2010., Salvador. **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC**, 2010.

ALEXANDER, C. **Modelos de mercados. Um guia para análise de informações financeiras.** trad. Jose Carlos de Souza Santos. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

AMEER, R. Macroeconomic Factors and IPOs in Malaysia. **Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance**, Vol. 8(1), 1-30, 2011..

TRAN, A L.;JEON, B.N..The dynamic impact of macroeconomic factors on initial public offerings: evidence from time-series analysis. **Applied Economics**, London, 43:23, 3187-3201, 2011.

BACHMANN, R. K. B.;AZEVEDO, S. U.;CLEMENTE, A. Regularidade no pagamento de dividendos e governança Corporativa: estudo em companhias de capital aberto listadas na BM&FBovespa. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, Salvador, v. 2, p. 68-79, maio/ago., 2012.

BM&FBOVESPA. **Ações: captação de recursos de um jeito transparente e seguro.** 2012. Disponível em <[http://www.bmfbovespa.com.br/empresas/pages/empresas\\_acoes.asp](http://www.bmfbovespa.com.br/empresas/pages/empresas_acoes.asp)>. Acesso em: 27 de Maio de 2012.

BOX, G.; JENKINS, G. **Time series analysis: forecasting and control.** 2. ed., San Francisco: Holden-Day, 1976.

- CANUTO, O.; SANTOS, P. F. dos. Risco-soberano e prêmios de risco em economias emergentes. **Ministério da Fazenda, Secretaria de Assuntos Internacionais, Temas de economia internacional**, Jan. 2003.
- CHRIST, C. F. The Cowles Commission's contributions to econometrics at Chicago, 1939-1955. **Journal of Economic Literature**, n. 32, p. 30-59, 1994.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, 74, 427-431, 1979.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- KIM, W., WEISBACH, M. S. **Do Firms go public to raise capital?** NBER working paper 11197, 2005.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ENGLE, R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, Chicago, n. 50, p. 987-1007, 1982.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Chicago, n. 37, p. 424-438, 1969.
- HOOVER, K. The Methodology of Econometrics. In: T.C. Mills and K. Patterson (eds.) **Palgrave Handbooks of Econometrics**, vol 1, Econometric Theory, MacMillan, 2006.
- LAMEIRA, V. **Negócios em bolsa de valores: estratégias para investimentos**. São Paulo: Alaúde Editorial, 2005.
- LEAL, R. P. C. Três desafios para a abertura de capital. **Revista CVM**, São Paulo, n. 32, p. 56-61, 2000.
- MAIA, S. F. **Modelos de Vetores Autoregressivos: uma nota introdutória**. Texto para discussão n. 60, Pós-Graduação em Economia – Universidade Estadual de Maringá, 2001.
- MATSUO, A. K.; EID JR., W. Influência de fatores macroeconômicos nas emissões primárias do mercado brasileiro. In: EBFIN, 4., 2004, Rio de Janeiro. **Anais do EBFIN**. Rio de Janeiro: SBFIN, 2004.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. Edgard Blucher, Associação Brasileira de Estatística ABE – Projeto Fisher, 2004.
- MOTTA, R. da R.*et al.* **Engenharia econômica e finanças**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- NASCIMENTO, F. S. P.; MOURA, A. A. F.; DE LUCA, M. M. M; VASCONCELOS, A. C. Práticas de governança corporativa dos conselhos de administração das empresas do novo mercado da BM&FBovespa. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, Salvador, v. 3, p. 148-169, 2013.
- PELLICANI, A.D. **Governança corporativa e restrição financeira nas decisões de investimento**. 2011. 113f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Produção) - Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo, São Carlos, 2011.

PINHEIRO, J. L. **Mercado de Capitais: Fundamentos e técnicas**. 5 ed. São Paulo: Atlas, 2009.

SANVICENTE, A.Z. **Administração Financeira**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 1987.

SILVA, E. K. da; MAIA, S. F. Metas inflacionárias no Brasil: um estudo empírico usando modelos auto-regressivos vetoriais. In: **11ª Escola de Séries Temporais e Econometria**, 2005, Vila Velha. Anais da 11ª Escola de Séries Temporais e Econometria, 2005.

SILVA FILHO, O. C. da; SILVA, L. da C.; FRASCAROLI, B. F. Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR. **Fórum do Banco do Nordeste**, 2006.

SONÁGLIO, C.M. ; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Investimento público e privado no Brasil: evidências dos efeitos crowding-in e crowding-out no período. **Revista ANPEC**, Brasília, v. 11, p. 383-401, 2010.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Chicago, v.48, n.1, 1-48, 1980.

\_\_\_\_\_. **Comment on Angrist and Pischke**. 2010. Disponível em <<http://sims.princeton.edu/yftp/AngristPischkeJEP/AngristPischkeComment.pdf>>

Acesso em 20/05/2011.

SOUZA, D. A.; AZEVEDO, L. A. O impacto das variáveis macroeconômicas na emissão de ações na bolsa de valores. In: II Encontro de Economia do Espírito Santo, 2011, Vila Velha - ES. **Anais do II EEES**, Vila Velha, 2011.

ZIVOT, E.; WANG, J. **Modeling Financial Time Series with S-Plus**. 2002.