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

**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 á janeiro de 2012. Dado o fato de que as variáveis foram todas estacionaciarias 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 quea 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.

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

**Abstract**: In this study it was sought to analyse what relations the issue of initial public offering has with the following variables: interest rate, industrial production, inflation rate, and return on assets in the Brazilian stock market. The series that makes up the scope of this work were obtained from IPEA and BM&FBovespa, with a monthly frequency from January 1998 to January 2012. Given the fact that the variables were all stationary, the Vector Auto Regressive model was used. It was resorted to Variance Decomposition techniques and Impulse Response Functions to verify the significance of the impact of these variables within the issue of public stock offering and it was found that most of the variance deviations that were caused are explained by its suffered variations, with a participation of more than 90.0% over ten months. The variables that follow are the Selic and IPCA. In parallel the Granger causality test was applied, which indicated that all variables affect the issue of public offerings, except for Ibovespa.

**Key-words:** Initial public offering. Variance decomposition. Vector auto regressive.

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

**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 ce 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 participacion 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 divida externa), taxas de inflação e a própria eficiência dos intermediários financeiros (SANVICENTE, 1995). As altas taxas de inflação, por exemplo, por dificultarem o horizonte de planejamento, faz os intermediadores 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-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, 2003b).

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. De acordo com Pinheiro (2009) a justificativa para a realização de uma analise macroeconômica se deve ao fato da bolsa de valores refletir o desempenho da economia no qual esta inserida.

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. Tem-se notado que 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, abordamos o modelo teórico utilizado. Logo após, dedicamos a seção quatro para apresentarmos a metodologia do modelo VAR. Após esta seção, segue-se a seção cinco, na qual analisamos os resultados encontrados no trabalho. Finalizando, temos a seção seis conclusiva em que discutimos 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 creditos, 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 consequentemente 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 “*Follow on*”. As ofertas públicas de ações (IPO e *Follow on*) 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 era formado quase que exclusivamente por empresas estatais. A razão por detrás disso eram as anomalias creditarias. Com a abertura econômica do país em 1991 e a consequente 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, consti\tuindo 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 (2005) 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 estratégica 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*[[1]](#footnote-1) no mercado de capitais brasileiro para o período analisado.

Lameira (2005) afirma que 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.

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, agencia 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 inicio 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.

No período mais recente o mercado de capitais volta a conhecer uma nova dinâmica, principalmente no que tange aos IPOs. Segundo Aldrighi (2010) a retomada do lançamento de IPOs 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 ultimo a principal fonte de financiamento de longo prazo das grandes empresas no Brasil.

Destacou alguns fatores como sendo os responsáveis por esse *boom* no mercado de IPOs: 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.

Constatou-se também que: 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 IPOs; e por fim as condições favoráveis do mercado internacional de capitais contribuíram para a onda de IPOs 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 *Follow on* respectivamente. 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, 2005). 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. Recentemente foram realizados alguns estudos sobre quais são os fatores que influenciam a emissão de ações na bolsa de valores. Destes, destaque vai para o trabalho de AMEER (2011) que por meio de modelo de regressão com mudanças de regime markoviana analisou a relação entre os fatores macroeconômicos e ofertas públicas iniciais (IPOs) 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 IPOs 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 consequentemente quedas nos dividendos das ações causaria efeito negativo sobre os IPOs.

Tran e Jean (2011) analisaram a dinâmica dos impactos das variáveis macroeconômicas sobre os IPOs 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 IPOs.

Após identificaram 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 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 evidencias 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[[2]](#footnote-2). 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 analise 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 contraria 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:

*Tabela 1* – Lista das variáveis que compõem o modelo

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Grupo | Variáveis | Notação |
|  |  |  |
| Emissão de Ações  | Ofertas Públicas de Ações | IPO |
|  |  |  |
| Sinalizadores de custo de capital  | Índice Bovespa | IBOV |
| Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) | 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 |
|  |  |  |

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.

**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 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*), com *t* ≠ *s*, média constante;
* (*ii*) , variância constante;
* (*iii*) , covariância constante.

Logo, deve-se fazer testes como o Teste Dickey-Fuller (1979) (DF), o chamado Teste Dickey-Fuller Ampliado (1981) (ADF), o Teste Phillips-Perron (1988) (PP) e o Teste Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) (1992). Eles são utilizados para detectar se a série temporal é ou não estacionária, isto é, se yt 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, *yt = ρyt-1 + εt*. Se *ρ = 1,* temos que a variável *yt* possui uma raiz unitária. Podemos expressar, alternativamente, este processo autoregressivo da seguinte forma:

Δ*yt =* (*ρ-*1)*yt-1 + εt* (1)

Δ*yt = δyt-1 + εt* (2)

onde *δ* = (*ρ* – *1*) e *εt* ~ *i.i.d*. (0, *σ*2*ε*). A hipótese a ser testada é se *δ* = *0*. Que significa testar se *ρ = 1* é. Este teste pode ser estendido para incorporar tendência e/ou constante, de maneira que:

Δ*yt =β*1 *+ δyt-1 + εt* (3)

Δ*yt =β*1+ *β*2*t + δyt-1 + εt* (4)

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

O Teste ADF adiciona ao teste anterior termos de diferenças defasados. Isso porque os erros podem ser autocorrelacionados. O modelo de teste assume então a seguinte forma:

Δ*yt =β*1+ *δ1yt-1 +… + δp-1yt-p+1 + δpy-p + εt* (5)

Já o Teste PP consiste numa correção paramétrica do Teste DF, permitindo que seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos resíduos. Além do cálculo de *τ* = *δ/σδ* conforme vimos nos testes DF e ADF, no Teste PP temos ainda a estimação da variância de longo prazo, HAC:

*υ2=σ2*(*2/t*)Σ*jM ω* (*j*/*M*+1)Σ*jTut ut-j* (6)

Calculando a estatística PP:

*Zt,µ= τµ*(*σ /υ*) *–* (1/2)[(*υ2-σ2*)/(*υ*] (7)

 O Teste KPSS foi desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin (1992) e, ao contrário do ADF, toma como hipótese nula que a série é estacionária, mais precisamente que é estacionária em torno de uma tendência determinística, contra a hipótese alternativa que existe um processo aleatório presente.

 Ele surgiu como uma alternativa para se diminuir a incerteza decorrente das estimativas dos demais testes apresentados. De acordo com os autores ela deve ser utilizada de forma a complementar os demais testes. Logo, neste teste as séries são descritas como sendo a soma de uma tendência determinística, um caminho aleatório e um termo de erro estacionário *εt* ~*i.i.d*. (0, *σ*2*ε*), ou seja:

*yt = ρt + rt+ εt*, com *εt* ~*i.i.d*. (0, *σ*2*ε*) (8)

onde:

*rt = rt-1 + μt*, com *μt* ~*i.i.d*. (0, *σ*2*ε*) (9)

 No teste KPSS é verificado pela hipótese nula se a variância de *rt* é zero, isto é, *σ*2*μ*. Perceba que se *σ*2*μ*=0, *rt* é constante e *yt* é um processo estacionário com tendência. O teste está baseado na estatística *LM* dada por:

 onde  *,* com *t = 1*, ..., *T*  (10)

 *vt* é o termo residual da regressão de *yt* com intercepto, *σ*2*k* é a estimativa da variância de longo prazo de *yt* e *T* representa o tamanho da amostra. Kwiatkowski *et al* (1992) forneceram os valores críticos da distribuição de *LM* e se seus valores calculados são muito grandes, a hipótese nula é rejeitada pelo teste.

**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 *IPOt* = {*IPO1*, *IPO2*,..., *IPOn*} representando a variável IPO e *Mt* = {*M1*, *M2*,..., *Mn*}, 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 *Mt* como *causado-de-Granger* por *IPO*t[[3]](#footnote-3). O procedimento especificado a seguir consiste em estimar ambas variáveis na posição de variável dependente:

 (11)

 (12)

Onde *εIPOt* e *εMt* são *i.i.d*., além disso, perceba que os testes são efetuados nos parâmetros defasados *θ* e *ρ*, equações (1) e (2), respectivamente. Se os parâmetros *θ* forem estatisticamente iguais a zero, a variável *M* não causa *IPO* na equação (11). Analogamente, se os parâmetros *ρ* 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*.

*H0*: *θi* = 0 e *ρi* = 0 ∀ *i* = 1, 2, ...

*H1*: *θi* ≠ 0 e *ρi* ≠ 0 ∀ *i* = 1, 2, ...

Se *θi* e *ρi* 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 macroeconométrica 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. A mesma, exposta no trabalho da chamada *Cowles Commission*[[4]](#footnote-4), 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.

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

Neste sentido, o modelo VAR é um dos mais bem sucedidos, flexíveis, e fáceis de serem utilizados entre os modelos para a análise de séries temporais multivariadas. 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}:

 (13)

 (14)

É possível transformar o sistema de equações (20) e (21) num sistema de equações na forma reduzida estimável:

 (15)

ou

 (16)

em que:

    

multiplicando a equação (23) por *B-1*, encontramos o vetor auto-regressivo em sua forma padrão:

 (17)

com ,  e . Usando a nova notação desenvolvida, podemos reescrever (20) e (21):

 (18)

 (19)

O sistema composto pelas equações (18) e (19) é chamado de *VAR padrão*. Seu principal problema é verificar se este sistema permite recuperar o sistema de equações (13) e (14), 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}~I(0) e {*IPO*t}~I(0). Se {*M*t}~I(1) e {*IPO*t}~I(1) e não são cointegradas, deve-se estimar a relação entre elas como um VAR em primeira diferença. Contudo, segundo Sims (1980) e Doan (1992) 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 Toloi (2004) chama a atenção para os erros *ε1t* e *ε2t*, note que o mesmo é decomposto por dois choques *εIPOt* e *εMt*. Desde que *εt* = *B-1εi* podemos escrever os erros como:

 (20)

 (21)

desde que *εIPOt* e *εMt* sejam processos do tipo ruído-branco, isto é, tenham média zero, variâncias constantes e não sejam autocorrelacionados. Derivando as propriedades de, *ε1t* primeiro tomamos sua esperança matemática:

 (22)

 (23)

A variância de *ε1t* é independente do tempo e a autocorrelação de *ε1t* e *ε2t* é:

 (24)

Similarmente, *ε2t* também é um processo estacionário com média zero, variância constante e correlação entre os erros nula. Observe que erros *ε1t* e *ε2t* são correlacionados. Sua covariância pode ser escrita:

 (25)

O *Teste de Granger* apresentado anteriormente pode apontar uma relação de causalidade em ambos sentidos entre as séries. Vejamos o caso em que {*IPOt*} afeta {*M*t} e não o contrário. Assim, desde que todos os elementos da matriz dada por (27) 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 (24)). Podemos reescrevê-la refletindo o exemplo de causalidade de {*IPOt*} para {*M*t} pela matriz de variância e covariância do modelo:

 (26)

Normalmente, o elemento *a12* da matriz dada por (33) não é igual a zero a menos que se esteja interessado em estimar os efeitos contemporâneos dos choques entre {*IPOt*} sobre {*M*t} e {*M*t} sobre {*IPO*t}.

 (27)

com var (*ε1t*) = .

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 (35) que expressa *IPO*t e *M*t em termos das sequências de resíduos {*ε1t*}e {*ε1t*}.

 (28)

Das equações (20) e (21), o vetor de resíduos pode ser escrito da seguinte forma:

 (29)

 Combinando as equações (35) e (36):

 (30)

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

 (31)

Adotando esta notação, podemos representar as equações (27) e (28) por médias móveis (MA), escritas como sequências dos resíduos {*εIPOt*}e {*εMt*}como segue:

 (32)

De forma mais simples:

 (33)

A partir desta representação, é possível mensurar a relação entre as seqüências {*IPO*t} e {*M*t}. Através dos coeficientes  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  e  da equação (21) do modelo VAR sejam conhecidos. Além disso, se desejam prever os vários valores de *xt+1* condicionados ao valor de *xt*. Logo, trazendo a equação (22) para *xt+1*, temos:

 (34)

Aplicando a esperança matemática condicionada na equação (34):

 (35)

O erro de previsão no período seguinte é representado por:

 (36)

Para dois períodos seguintes, temos:

 (37)

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 (27) 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:

 (38)

Representando a variância do erro de previsão para *IPOt+n* como *σIPO*(*n*)*2*, obtém-se:

 (39)

Dado que os valores de  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 ADF, PP e KPSS. Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que as séries são estacionárias com nível de significância estatística de 1%. Somente a série do PIG que não mostrou estacionaria quando aplicado o teste KPSS. Desse modo pode-se estimar o modelo VAR.

*Tabela 2* – Testes de Estacionariedade

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **ADF** | **PP** | **KPSS** |
| *IPO* | -4.794736\* | -10.83023\* | 0.096779\* |
|  *Selic*  | -3.6450\* | -3.463632\* | 0.067980\* |
| *PIG*  | -4.034837\* | -2.935933\*\*  | 1.558980 |
|  *IPCA*  | -5.858397\* | -5.916116\* | 0.122796\* |
|  *IBOV*  | -12.45651\* | -12.47670\* | 0.056774\* |
|  |  |  |  |

**Fonte:** Elaboração própria. \*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.** |
|  *Selic* não causa *IPO* |  167 |  8.22356 | 0.0047 |
| *PIG* não causa *IPO* |  167 |  6.27499 | 0.0132 |
|  *IPCA* não causa *IPO* |  167 |  3.91225 | 0.0496 |
| *IBOV* não causa *IPO* |  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 *t* | [ 4.98311]\* | [ 2.42943]\* | [-2.73631]\* | [-0.67172] | [-1.87611]\*\* | [ 0.26916] |

**Fonte:** Elaboração própria. 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

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Período**  | **Erro Padrão** | **IPO** | **SELIC** | **PIG** | **IPCA** | **IBOV** |
|  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%.

*Figura 1* – Funções de Impulso Resposta



**Fonte:** Elaboração própria.

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, sendo esse 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.

Os resultados encontram-se na Figura 1. 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 seguintes variáveis: 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 á 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. 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.

E pelo lado da inflação, temos que uma variação positiva desse índice eleva os preços dos produtos reduzindo o consumo, ocasionando queda na demanda efetiva, motivando uma contenção por parte dos empresários, levando por sua vez a redução dos investimentos. Com menos projetos de investimentos, menos as firmas a necessidade da captação de recursos de financiamento também reduzirá.

Mas vale ressaltar que por meio da análise da decomposição da variância e da função impulso resposta foi constatado quea 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. Em seguida estão as variáveis Selic e IPCA.

**REFERÊNCIAS**

ALDRIGHI, Dante Mendes. **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, 2010, Salvador. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2010.

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

AMEER, Rashid. **Macroeconomic Factors and IPOs in Malaysia.** Social Science Rechearch Network, 2011.

ANH L. Tran & Bang Nam Jeon. **The dynamic impact of macroeconomic factors on initial public offerings: evidence from time-series analysis.** Applied Economics, 43:23, 3187-3201, 2011.

BM&FBOVESPA. **Ações: captação de recursos de um jeito transparente e seguro.** Disponível em <<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.** rev. ed., Oakland, California: 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. 2003b.

CHRIST, C. F. **The Cowles Commission's contributions to econometrics at Chicago,** 1939-1955. JEL, 1994.

DICKEY, D.A. and FULLER, W.A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.** Journal of the American Statistical Association, 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.

ENGLE, R. **Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation.** Econometrica n. 50, p. 987-1007, 1982.

GRANGER, C. W. J. **Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods.** Econometrica n. 37, 1969, p. 424-438.

LAMEIRA, V. **Negócios em bolsa de valores: estratégias para investimentos.** São Paulo: Alaúde Editorial, 2005.

MAIA, S. F. **Modelos de Vetores Autoregressivos: uma nota introdutória.** Texto para discussão n. 60, Pós-Graduação em Economia – Universidade Estadual de Maringá, 2001.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais.** Edgard Blucher, Associação Brasileira de Estatística ABE – Projeto Fisher, 2004.

MOTTA, Regis da Rocha et al. **Engenharia econômica e finanças.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

PELLICANI, Aline 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.

PERRON, P. **The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis**. Econometrica, v. 57, n.6, p. 1361-1401, 1989.

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

SANVICENTE, Antonio 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, v. 11, p. 383-401, 2010.

SIMS, C. **Macroeconomics and reality.** Econometrica, 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. II EEES, 2011.

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

1. 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. [↑](#footnote-ref-1)
2. Um deles é o trabalho de Matsuo e Junior (2005) que já foi retratado na seção anterior. [↑](#footnote-ref-2)
3. Pode ser no sentido oposto também, isto é, em que a variável *M*t explica a previsão de *IPO*t. [↑](#footnote-ref-3)
4. Veja mais em Christ (1994). [↑](#footnote-ref-4)