



ANÁLISE DAS RELAÇÕES DINÂMICAS ENTRE VARIÁVEIS
MACROECONÔMICAS E O RETORNO DO SETOR DE CONSUMO DA BOLSA
DE VALORES DE SÃO PAULO

Juliana Miguez Koehler

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia de Produção, COPPE, da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Engenharia de Produção.

Orientadores: Elton Fernandes

Francisco Antônio de Moraes Accioli Dória

Rio de Janeiro
Março de 2013

ANÁLISE DAS RELAÇÕES DINÂMICAS ENTRE VARIÁVEIS
MACROECONÔMICAS E O RETORNO DO SETOR DE CONSUMO DA BOLSA
DE VALORES DE SÃO PAULO

Juliana Miguez Koehler

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DO INSTITUTO ALBERTO
LUIZ COIMBRA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA DE ENGENHARIA
(COPPE) DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE
DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE
EM CIÊNCIAS EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO.

Examinada por:

Prof. Elton Fernandes, Ph.D.

Prof. Francisco Antônio de Moraes Accioli Dória., D.Sc.

Prof. Edson Daniel Lopes Gonçalves, D.Sc.

Prof. Rodrigo de Barros Nabholz, D.Sc.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

MARÇO DE 2013

Koehler, Juliana Miguez

Análise das Relações Dinâmicas entre Variáveis Macroeconômicas e o Retorno do Setor de Consumo da Bolsa de Valores de São Paulo /Juliana Miguez Koehler - Rio de Janeiro: UFRJ/COPPE, 2013.

VII, 76 p.: il.; 29,7 cm.

Orientadores: Elton Fernandes

Francisco Antônio de Moraes Accioli Dória

Dissertação (mestrado) – UFRJ/ COPPE/ Programa de Engenharia de Produção, 2013.

Referências Bibliográficas: p. 69-76.

1. Séries Temporais. 2. Vetor Autorregressivo 3. Índice de Consumo da BM&F BOVESPA. I. Fernandes, Elton, *et al.* II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Programa de Engenharia de Produção. III. Título.

Agradecimentos

A conclusão de mais essa etapa da minha vida profissional faz com que me lembre daqueles que foram essenciais para que eu chegasse até aqui.

Primeiramente gostaria de agradecer aos Mestres Elton Fernandes e Francisco Antônio Dória, Alexandre Garioli, Miguel Alexandre David, e Rodrigo Sodré por serem os primeiros a acreditarem em mim, e por viabilizarem esse projeto.

Nesse momento me recordo de grandes comprovadamente amigos que tiveram de diversas maneiras grande participação durante a realização desse trabalho, como Juliana Donadia, Edson Gonçalves, Rodrigo Nabholz, e José Carlos Cavalcante.

Agradeço a minha família por todo o apoio emocional. Toda essa trajetória não teria chegado ao fim com êxito sem o carinho, amor e compreensão de vocês.

Todos são especiais, mas gostaria de reverenciar duas pessoas que estão presentes desde sempre na minha vida, e que sempre me apoiaram em todas as esferas possíveis e imagináveis: vóvó Zélia e tio Antônio

Muitíssimo obrigada a todos vocês!

Resumo da Dissertação apresentada à COPPE/UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Ciências (M.Sc.)

ANÁLISE DAS RELAÇÕES DINÂMICAS ENTRE VARIÁVEIS
MACROECONÔMICAS E O RETORNO DO SETOR DE CONSUMO DA BOLSA
DE VALORES DE SÃO PAULO

Juliana Miguez Koehler

Março/2013

Orientadores: Elton Fernandes

Francisco Antônio de Moraes Accioli Dória

Programa: Engenharia de Produção

O objetivo desse estudo é analisar, utilizando instrumentos estatísticos de séries temporais, as relações entre determinadas variáveis macroeconômicas e o desempenho do índice setorial de consumo da BM&F Bovespa - ICON. Para isso foi utilizada a amostra de observações mensais entre os anos de 2007 e 2012 da variação do índice de consumo da Bovespa, do IPCA, do saldo da caderneta de poupança, do saldo das operações de cartão de crédito para Pessoa Física, e do índice de commodities do Brasil. As técnicas utilizadas compreendem o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado, vetor autorregressivo, e função de resposta a impulsos. A análise de função de resposta a impulsos evidenciou que o ICON responde às inovações em todas as variáveis macroeconômicas analisadas, sendo que o saldo da caderneta de poupança e o índice de commodities ganham importância na volatilidade do índice já a partir do terceiro mês analisado. Essa pesquisa visa contribuir com o crescimento do mercado de capitais brasileiro, evidenciando as relações entre os retornos das ações de empresas do ICON com variáveis macroeconômicas.

Abstract of Dissertation presented to COPPE/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science (M.Sc.)

DYNAMIC RELATIONS BETWEEN MACROECONOMIC VARIABLES AND
CONSUMER SECTOR OF SÃO PAULO STOCK EXCHANGE RETURN

Juliana Miguez Koehler

March/ 2013

Advisors: Elton Fernandes

Francisco Antônio de Moraes Accioli Dória

Department: Industrial Engineering

The aim of this study is to analyze, through econometric time series, the relationship between certain macroeconomic variables and the consumer sector index from BM&F Bovespa - ICON. For this we used the monthly sample between the years 2007 and 2012 of the change in ICON, IPCA, changes in savings account, changes in individual's transactions with credit cards, and changes in Brazilian Commodities Index. The techniques used include the Dickey-Fuller unit root test, vector autoregressive, and impulse response function. The analysis of impulse response function showed that the ICON responds to innovations in all macroeconomic variables analyzed, and the balance of the savings account and commodities index gain importance in the ICON volatility already from the third month analyzed. This research aims to contribute to the growth of the Brazilian capital market, highlighting the relationship between stock returns of companies in the ICON with macroeconomic variables.

Sumário

Sumário.....	vii
1 Introdução	1
2 Revisão de Literatura.....	5
3 Metodologia Analítica	13
3.1 Processo de seleção de variáveis do modelo, e verificação de indícios de multicolinearidade	16
3.2 Processos estacionários e teste de raiz unitária.....	20
3.3 Cointegração e Modelo de Correção de erros.....	24
3.4 Modelos de vetores autorregressivos (VAR).....	26
3.5 Função de resposta a impulsos e decomposição da variância	30
4 Estudo de Caso	33
5 Resultados	39
5.1 Seleção das variáveis macroeconômicas, estatísticas descritivas e análise da multicolinearidade	39
5.2 Teste de raiz unitária para verificação da estacionariedade das séries	48
5.3 Análise do modelo do vetor autorregressivo	51
5.4 Função de resposta a impulsos, decomposição da variância e análise de normalidade dos resíduos	54
6 Considerações Finais	65
Anexos	68
Bibliografia.....	69

1 Introdução

O interesse em explicar as inter-relações entre os retornos dos mercados acionários e as variáveis macroeconômicas continua hodierno, apesar de percebermos que a maior parte da literatura esteja focada em estudos relacionados às economias mais desenvolvidas, como Estados Unidos e Europa.

De forma geral, as pesquisas evidenciam através do uso de testes de cointegração, causalidade de Granger, e análise de vetores autorregressivos, que os retornos das ações possuem relações (às vezes até bidirecionais) com o comportamento de variáveis macroeconômicas, como por exemplo, inflação, oferta monetária, câmbio, produção industrial, e taxa de juros. A direção e a forma como essas variáveis interagem com a desempenho do mercado pode variar bastante dependendo do período e da economia observada.

Na maior parte dos estudos, mesmo os focados para economias emergentes, a investigação da precedência das variáveis macroeconômicas no retorno das ações, considera como variável representativa do mercado acionário os principais índices das bolsas de valores (como o índice S&P500 americano).

Para as pesquisas brasileiras isso não é diferente. A literatura existente busca explicar como o mercado de capitais brasileiro reage às inovações em variáveis macroeconômicas, utilizando como variável dependente das pesquisas o principal índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa).

Entretanto, atualmente esse índice é composto principalmente por ações do setor de commodities e energia, apresentando concentração em duas empresas (Vale e Petrobras).

Como o objetivo desse estudo é avaliar como impulsos nas variáveis macroeconômicas, altamente ligadas a economia real do país, impactam os retornos das ações no mercado brasileiro, nada melhor que utilizar um índice composto por ações de empresas do setor de consumo, representado assim pelo Índice de consumo da Bolsa de Valores de São Paulo – ICON.

Com a recente trajetória da queda das taxas de juros, e o segmento de renda fixa se tornando menos atrativo em vista do que era anteriormente, é de se esperar que o segmento de renda variável ganhe importância como alternativa de investimento.

Ademais, grandes investidores institucionais, como os Fundos de Pensão brasileiros, precisarão direcionar seus recursos para outros tipos de categorias de aplicações financeiras, já que em muitos casos com esse novo cenário, investimentos em renda fixa, principalmente títulos do Tesouro Nacional, não serão mais suficientes para garantir os cumprimentos de suas metas atuariais, quiçá garantir o cumprimento das metas estabelecidas em suas Políticas de Investimentos.

As ações que compõem o Ibovespa destacam-se em termos de liquidez, tendo destaque as de empresas do setor de commodities. Apesar de se esperar um maior direcionamento de recursos para o segmento de renda variável, as empresas desse setor podem se beneficiar desse movimento em menor escala do que se observaria em condições econômicas de normalidade.

A recente crise financeira global tem seus efeitos refletidos em economias de quase todo o mundo. Empresas no Brasil que tem suas receitas muito dependentes do processo de

exportação são as que mais sofrem com os resultados da crise. Nesse âmbito, podemos destacar principalmente as ações de empresas produtoras de commodities.

A expectativa de relevância do mercado acionário no Brasil aliado ao baixo desempenho das ações de empresas do setor de commodities traz uma nova realidade à tona. Assim, há uma perspectiva de que as ações de companhias que tem seus negócios orientados à economia interna passem ao status de novas “celebridades” da BM&F Bovespa.

Esse estudo tem como objetivo analisar as relações dinâmicas de precedência das variáveis macroeconômicas no retorno do ICON. Para isso foi utilizado um modelo multivariado de vetor autorregressivo (VAR) com as seguintes variáveis endógenas: variação do ICON, do saldo da caderneta de poupança, do IPCA (índice de preços ao consumidor amplo), do índice de commodities do Brasil, e do volume de transações com cartão de crédito por pessoas físicas. A amostra compreendeu dados mensais entre o período de janeiro de 2007 e dezembro de 2012.

Para a investigação de possível presença de multicolinearidade forte foi calculado o indicador VIF – fator de inflação da variância, cujos valores não indicaram presença de colinearidade preocupante entre as variáveis.

Sims (1980) foi o precursor da análise multivariada com modelos VAR, com o objetivo de analisar modelos econômicos complexos. A função de resposta a impulsos e decomposição da variância são abordagens que auxiliam na interpretação desses resultados.

Os testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das séries confirmaram que todas eram estacionárias em nível. Foram realizados os testes de Dickey-Fuller aumentado (1981) e Phillips Perron (1988).

Os resultados do modelo apontaram que todas as variáveis econômicas selecionadas são relacionadas com o ICON, e assim, podem ser utilizadas como preditores na estimação da do comportamento das ações de empresas do setor de consumo da bolsa.

2 Revisão de Literatura

Na literatura podemos encontrar diversos estudos e artigos, que procuram analisar e entender como as bolsas de valores ao redor do mundo reagem à movimentos em variáveis macroeconômicas.

Observa-se que as primeiras pesquisas sobre o tema foram direcionadas para economias mais desenvolvidas como os EUA e Europa, e que a literatura disponível com foco em mercados emergentes ainda é bastante tímida, especialmente para o Brasil.

Os primeiros estudos remontam a Teoria Moderna de Portfólios desenvolvida nos EUA na década de 1950. Harry Markowitz (1952), prêmio Nobel de Economia, introduziu o conceito do que chamamos de Teoria Moderna de Portfólios. Ele propôs um modelo de seleção de portfólios (Modelo de Média-Variância) baseado da regra de valores esperados e variância (análise risco-retorno). De acordo com o autor, o investidor deve considerar a expectativa de retorno como algo desejável, e a variância do retorno como indesejável.

O modelo de apreçamento de ativos CAPM – Capital Asset Pricing Model utiliza a teoria de risco-retorno para explicar o comportamento do investidor, e definir uma teoria de equilíbrio de mercado para apreçamento de ativos sob condições de risco (Sharpe (1964) & Lintner (1965)). Resumidamente, a expectativa de retorno do ativo é impactada pelo custo de oportunidade representado pelo ativo livre de risco, pela volatilidade do mercado, e pela expectativa de retorno do mercado.

Ross (1976) propôs uma alternativa de modelo de precificação de ativos alternativa ao CAPM, denominada Modelo de Arbitragem APT – Arbitrage Pricing Theory. Chen,

Roll and Ross (1986), baseados no trabalho de Ross (1976), testaram empiricamente o modelo com variáveis macroeconômicas específicas, expressando o retorno das ações do mercado americano em função dessas variáveis.

Os autores comprovaram que o mercado acionário está exposto a inovações na economia. Por exemplo, encontraram evidências de que o spread entre os títulos de curto e longo prazo do tesouro americano e os índices de inflação ajudam a explicar os retornos dos mercados acionários.

Sims (1980), argumentou que no mundo real as variáveis macroeconômicas são inter-relacionadas, e que ignorar esse fato pode ser um erro. O autor propôs um modelo de vetor autorregressivo para estimar relações econômicas entre diversas variáveis em conjunto. Em seu artigo utilizou dados dos Estados Unidos e Alemanha para testar o modelo.

O modelo VAR com o objetivo de analisar inter-relações entre variáveis econômicas e o desempenho do mercado acionário é amplamente utilizado até os dias de hoje. Outra forma bastante popular de se avaliar essas interações é através do teste de cointegração (Engle-Granger (1987) e Johansen-Juselius (1990)). Mesmo quando as series individualmente não são estacionárias, elas podem ter em conjunto relações de equilíbrio no longo prazo, ou seja, podem ser cointegradas.

Famma (1977) utilizou o CPI como taxa de inflação, e os retornos do índice da bolsa de Nova Iorque (New York Stock Exchange-NYSE), para testar relações entre a inflação e os retornos das ações. Concluiu que, os retornos nos mercados acionários são negativamente relacionados com a inflação. Famma (1981) atenta que no período pós 1953, muitos estudos evidenciaram que os retornos acionários eram negativamente correlacionados com a inflação. O autor procura então analisar e explicar o que ele

chama de “relação negativa anômala entre retornos das ações e inflação”, e testes para analisar as relações entre os retornos reais das ações com variáveis econômicas reais.

Bilson *et al.*(2001) procurou analisar como os mercados acionários dos países emergentes interagem com variáveis econômicas, e assim examinar quais e como essas variáveis explicam o comportamento dos preços das ações nesses países, através da análise de componentes principais (ACP). Para isso utilizou uma amostra com retornos das ações de vinte países emergentes (entre eles Brasil, México, Grécia, Jordânia, Nigéria, Índia e etc.), e os resultados mostraram que a taxa de câmbio claramente é a variável que mais influencia os mercados nesses países.

Laopodis (2006) teve como objetivo entender como a política monetária é transmitida à economia dos EUA, e examina possíveis relações entre o mercado financeiro representado pelo S&P500, taxa de juros representada pelo FFR-Federal Funds Rate, inflação representado pelo CPI, e produção industrial com dados mensais entre 1970 e 2004. Utiliza VAR e VEC bivariados e multivariados explorando a presença de relação de longo prazo entre as variáveis (cointegração), e diz que não é possível concluir que existe uma relação dinâmica consistente entre a política monetária e o mercado acionário.

Também é importante citar as pesquisas direcionadas para economia emergentes, principalmente para Ásia e Índia.

Kwon & Shin (1999) investigaram se indicadores econômicos podem explicar o retorno do mercado acionário na Coreia. Para isso, utilizaram dados mensais do Korea Composite Stock Index (KOSPI), Small-size Stock Price Index (SMLS), e algumas variáveis macroeconômicas relacionadas à economia do país. O teste de cointegração e o vetor de correção de erros indicaram que os índices acionários da bolsa são

cointegrados com algumas variáveis macro, como por exemplo, o índice de produção do país.

Ibrahim (1999), ressalta que, apesar de já existirem muitos estudos sobre o tema para economias desenvolvidas, são poucos os estudos para os países emergentes. O estudo tem como base o teste de causalidade de Granger e cointegração para analisar relações de longo prazo entre sete variáveis macroeconômicas e o Kuala Lumpur Composite Index (KLCI), que representa o mercado acionário na Malásia. Segundo o artigo os resultados gerados sugerem ineficiências informacionais no mercado do país, já que não encontraram evidências conclusivas de inter-relações entre o índice da bolsa e as variáveis selecionadas.

Hondroyannis & Papapetrou (2001) estudaram as interações dinâmicas entre variáveis macroeconômicas, preço do petróleo, e os movimentos no mercado acionário da Grécia, através de um modelo VAR. Os resultados da pesquisa evidenciaram que os retornos reais das ações respondem negativamente à choques na taxa de juros, enquanto uma depreciação do câmbio provoca um efeito positivo sobre o mercado. Os autores encontraram indícios de que o preço do petróleo também é uma variável significativa no modelo, e explica os movimentos nas ações. Choques positivos no preço do petróleo deprecia o retorno das ações.

Al-Sharkas (2004) teve como objetivo analisar relações de longo prazo entre o índice de produção industrial, CPI americano, oferta monetária, taxa de juros do tesouro americano, e o índice de ações da bolsa na Jordânia (Amman stock exchange index). O teste de cointegração evidenciou equilíbrios de longo prazo entre as variáveis e o índice da bolsa.

Kyereboah-Coleman & Agyire-Tettey (2008) investigaram como o índice da bolsa de valores de Ghana (GSE all-share-index) é afetado pela inflação, taxa de câmbio real, e taxa de juros. Para isso utilizaram no estudo dados trimestrais compreendendo o período entre 1991 e 2005. Um dos resultados encontrados mostra que o nível de inflação presente não tem qualquer efeito sobre a performance do mercado, e é preciso tempo para que o mercado reaja a mudanças na taxa de inflação.

Kandir (2008) propõe um modelo de fatores macroeconômicos para analisar relações entre os retornos de 12 portfólios de ações (variáveis dependentes) e sete fatores macroeconômicos (variáveis independentes), utilizando dados mensais entre julho de 1997 e junho de 2005. Dentre as variáveis econômicas podemos citar como exemplo a inflação americana (CPI), taxa de juros, câmbio, crescimento da produção industrial, entre outros. Encontrou evidências de que a taxa de juros, câmbio, e os retornos dos mercados mundiais afetam todos os retornos dos portfólios analisados mas que, taxa de inflação, por exemplo, é significativa apenas para três deles, e que produção industrial e o preço do petróleo não são significantes para nenhum desses portfólios. Ainda para a Turquia, Aydemir & Demirhan (2009), procuram evidenciar relações entre os índices de preços e taxa de câmbio. O resultado do estudo indica relações de causalidade bidirecionais entre o câmbio e os índice acionário.

Ahmed (2008) investiga as relações entre os preços das ações e variáveis econômicas da Índia, com dados trimestrais entre março de 1995 e março de 2007. As variáveis utilizadas no modelo são produção industrial, exportações, investimento estrangeiro direto, oferta monetária, taxa de câmbio, taxa de juros, NSE50 (National Stock Exchange) representando o mercado acionário da Índia, e BSE (Bombay Stock Exchange) também representando o mercado acionário da Índia. Utilizam o teste de Dickey-Fuller aumentado, teste de Phillips-Perron, e também o teste KPSS para analisar

a estacionariedade das séries. Segundo ele, o teste KPSS é importante principalmente quando se tem poucos dados. O teste de cointegração indica relação de longo prazo entre o preço das ações e oferta monetária e investimento estrangeiro direto. O estudo revela que, o movimento nos preços das ações não só é resultado das variáveis macroeconômicas, mas também uma das causas de movimentos em outras dimensões macro da economia.

Pilinkus & Boguslauskas (2009), utilizaram também o teste de Dickey-Fuller aumentado para testar a presença de raiz unitária nas séries, e escolheram como metodologia a função de resposta a impulsos para analisar relações de curto prazo entre preços de ações, (OMX Vilnius index) e seis variáveis macroeconômicas. Em termos gerais, foram encontradas evidências que o produto interno bruto e a oferta monetária geram efeitos positivos e fortes nos preços das ações na Lituânia.

Para a economia paquistanesa, podemos citar três estudos com o objetivo de analisar inter-relações entre variáveis macroeconômicas e o mercado acionário, representado pelo índice de Karachi Stock Exchange - KSE. Nishat & Shaheen (2004) encontraram evidências de que a produção industrial é o melhor preditor do KSE, enquanto a inflação gera efeitos negativos no índice. Ali *et al.* (2010) analisaram relação de causalidade entre indicadores macroeconômicos e o KSE onde não foram encontradas relações de causalidade entre os indicadores e o índice em ambas as direções. Já o estudo realizado por Akash *et al.* (2011) analisou dados mensais entre janeiro de 1999 e dezembro de 2008, e encontrou evidências de que as variáveis macroeconômicas analisadas (ex: oferta monetária, produção industrial, CPI americano, entre outros) possuem relações com o KSE, e portanto, podem ser utilizadas como preditores para estimar a direção do índice para alocação de recursos.

Ainda é bastante incipiente a literatura publicada sobre o tema aplicada ao caso brasileiro. Não foram encontrados muitos estudos utilizando a abordagem de modelos VAR, função de resposta a impulsos e decomposição da variância, com o objetivo de analisar inter-relações entre variáveis macroeconômicas e o mercado acionário no Brasil.

Principalmente, não foi encontrada nenhuma literatura que tenha como objetivo analisar a relação entre variáveis macroeconômicas e o ICON.

Meurer (2005) procura discutir a influência de fluxos de investimentos estrangeiros sobre o índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa), com dados mensais de janeiro de 1995 até julho de 2005. Como variável dependente do modelo o autor do artigo utilizou o logaritmo natural do Ibovespa, e como variáveis explicativas foram utilizadas outros indicadores macroeconômicos relacionados ao desempenho da bolsa nos EUA, risco país, taxa livre de risco brasileira e americana, câmbio, e fluxo de capital estrangeiro no Brasil. O autor conclui que as relações são muito complexas, e que parece haver uma relação indireta através da liquidez gerada pelos investidores estrangeiros.

Lamounier & Nogueira (2006) realizaram o estudo com o objetivo de verificar as relações entre os retornos dos principais mercados emergentes com os principais mercados desenvolvidos, e encontraram evidências de que o mercado brasileiro respondeu de forma significativa aos choques nos retornos dos outros mercados da amostra. Os autores utilizaram metodologia de causalidade de Granger, vetor autorregressivos, e função de resposta a impulsos em seus testes, e sugeriram que em futuros trabalhos fossem incluídas variáveis macroeconômicas no modelo.

Vartanian (2012) teve como objetivo avaliar o efeito contágio entre os preços das commodities, o mercado acionário americano, e o câmbio na bolsa de valores brasileira. Para isso utilizou como variáveis o índice de commodities CRB, o índice Dow Jones, e a taxa de câmbio nominal R\$/US\$. Como resultado verificou que as funções de resposta a impulsos corroboravam em parte suas expectativas, e que o Ibovespa apresenta elasticidade positiva com o preço das commodities e com o índice Dow Jones.

3 Metodologia Analítica

O estudo utiliza alguns conceitos econométricos relacionados às séries temporais. As metodologias e principais referências bibliográficas serão discutidas e apresentadas ao longo desse capítulo.

Para este tipo de procedimento, é comum observar que grande parte das pesquisas apresenta a seguinte ordem para a modelagem:

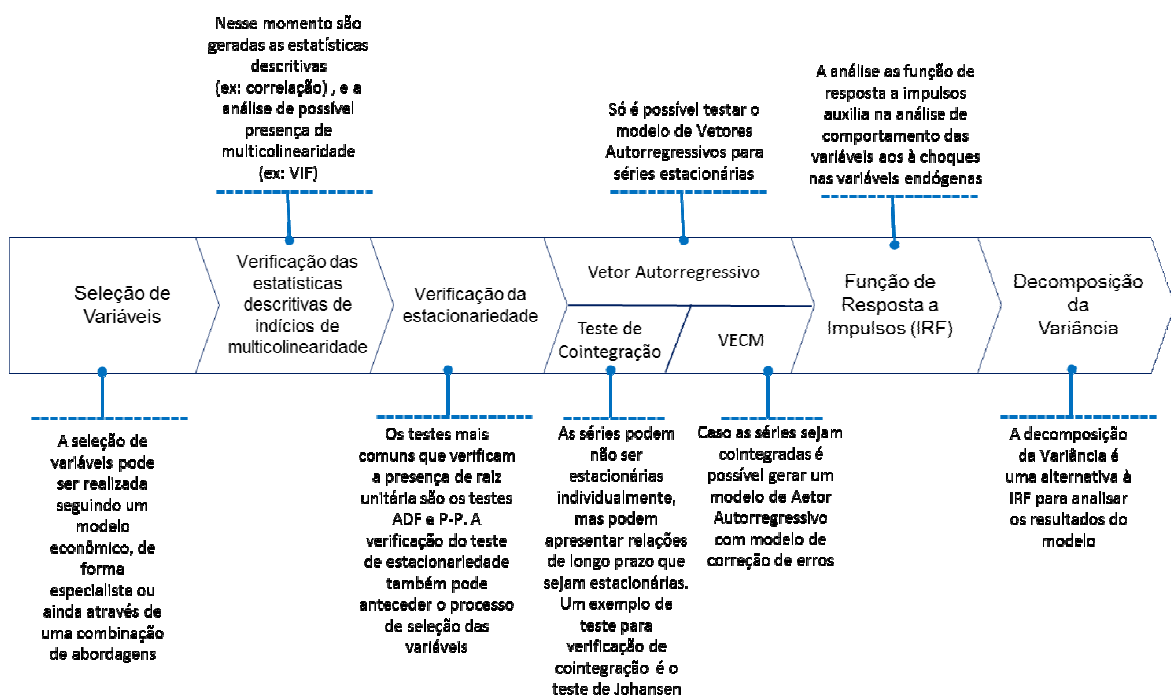


Figura 01: Metodologia para análise de modelos econômicos autorregressivos

Fonte: Elaboração do autor (a)

Box and Jenkins (1970) assumiram que qualquer não estacionariedade, pode ser removida por técnica de diferenciação. Até então, segundo Kennedy (2008), muitos econométricos no passado, simplesmente ignoravam a preocupação de realizar a diferenciação das séries para tornar as séries estacionárias.

Segundo o autor, estudos provaram que a maioria dos dados macroeconômicos são não estacionários, sendo caracterizados por passeio aleatório, mesmo após remover uma tendência determinística: “It came a shock to econometricians, then, when studies appeared claiming that most macroeconomic data are nonstationary, because they are characterized by a “random walk”(this period’s value equal to last period’s value plus a random error), even after a deterministic trend has been removed”(Kennedy 2008).

O mecanismo realizado para testar a presença de raiz unitária procura evidenciar se as séries são estacionárias ou não, através de um teste de hipóteses (onde a hipótese nula é a presença de raiz). Ao rejeitar a hipótese nula, estamos dizendo que as séries são estacionárias.

O vetor autorregressivo torna-se uma solução bastante atrativa quando o objetivo do estudo é analisar modelos econômicos mais complexos, ao passo que o uso de um modelo univariado é bastante limitado para expressar relações entre fenômenos econômicos dinâmicos. Uma das premissas do modelo é que as variáveis que compõe os vetores devem ser estacionárias.

O conceito de séries cointegradas foi introduzido por Granger (1992). Quando duas séries são integradas de ordem 1 $I(1)$ não estacionárias individualmente, podem em conjunto, apresentarem-se estacionárias. Através do teste de Johansen, por exemplo, é possível testar a existência de vetores de cointegração.

Caso as séries não sejam estacionárias em nível, mas apresentem alguma relação de longo prazo que seja estacionária, é possível estimar um modelo de vetor autorregressivo com o modelo de correção de erros – VECM.

A função de resposta a impulsos auxilia a análise do VAR, no sentido em que é possível visualizar o comportamento das séries a diversos choques, e se esses choques são permanentes ou se dissipam.

A decomposição da variância é uma forma alternativa de análise, já que evidencia a participação de cada variável endógena do modelo no percentual da variância do erro de previsão ao longo de um horizonte de tempo definido pelo analista.

3.1 Processo de seleção de variáveis do modelo, e verificação de indícios de multicolinearidade

De forma geral, as variáveis do modelo podem ser selecionadas de forma estatística ou julgamental. Para esse estudo, a seleção prévia de variáveis será realizada utilizando-se de critérios julgamentais acerca da intuição econômica sobre as possíveis relações entre elas e o retorno do índice de consumo da Bovespa.

Resumidamente, os indicadores selecionados estão relacionados ao retorno de índices de bolsa de valores internacionais, câmbio, retornos de investimentos, atividade econômica, consumo interno, crédito e inadimplência.

É importante ressaltar que as variáveis macroeconômicas selecionadas devem estar mesma periodicidade e na mesma ordem temporal que o ICON, e que as mesmas devem ser estacionárias (para o modelo VAR). A figura a seguir procura exemplificar essa metodologia para a escolha das séries:

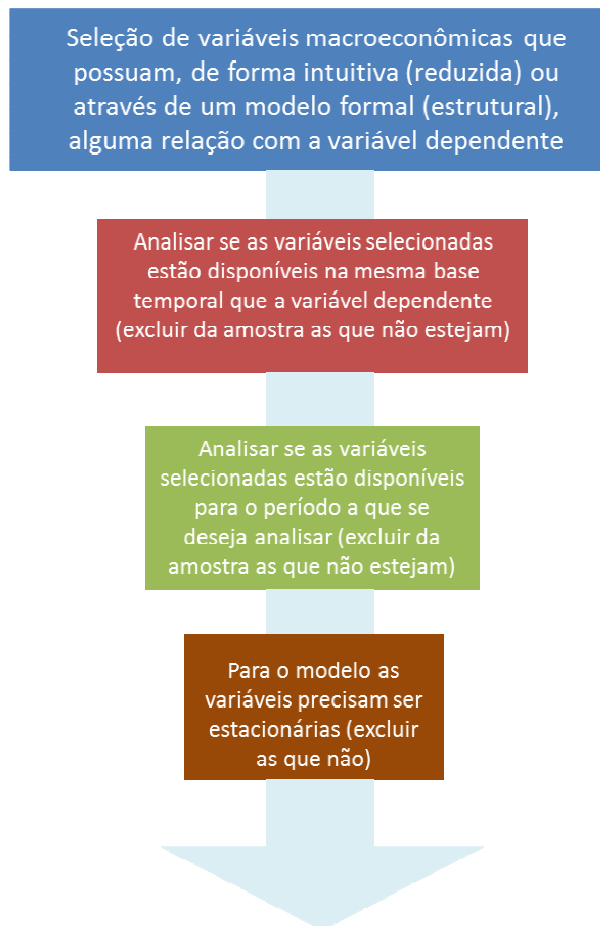


Figura 02: Metodologia para seleção de variáveis de um modelo econômico

Fonte: Elaboração do autor (a)

Outra preocupação que o econometrista deve ter é a análise da presença da multicolinearidade. Segundo Gujarati (2004), as consequências práticas da multicolinearidade englobam principalmente situações causadas pelas altas variâncias e covariâncias dos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários, gerando assim dificuldades para estimações precisas.

As variâncias e covariâncias dos estimadores podem ser dadas por:

$$\text{Variância } (\hat{\beta}_a) = \frac{\sigma^2}{\sum X_{ai}^2 (1 - \text{corr}_{a,b}^2)}$$

$$\text{Variância } (\hat{\beta}_b) = \frac{\sigma^2}{\sum X_{bi}^2 (1 - \text{corr}_{a,b}^2)}$$

$$\text{Covariância } (\hat{\beta}_a, \hat{\beta}_b) = \frac{-\text{corr}_{a,b} \sigma^2}{(1 - \text{corr}_{a,b}^2) \sqrt{\sum X_{ai}^2 \sum X_{bi}^2}}$$

Onde, $\text{corr}_{a,b}$ é o coeficiente de correlação entre x_a e x_b e σ é o desvio-padrão

Pela fórmula apresentada acima quando a correlação entre “a” e “b” aumentam, a variância também aumenta. A correlação entre duas variáveis pode variar entre [-1] e [1].

A velocidade com que a variância e a covariância aumentam pode ser detectada através do fator de inflação da variância ou VIF. O indicador mostra o quanto a variância do estimador é inflada pela presença de multicolinearidade entre as variáveis.

A fórmula do VIF é apresentada a seguir:

$$\text{VIF} = \frac{1}{(1 - R_{a,b}^2)}$$

Onde, $R_{a,b}^2$ é o coeficiente de determinação que pode variar entre 0 e 1

Segundo o autor, se não existir colinearidade entre as variáveis, VIF será “1”. Gujarati (2004) mostra que, a partir de uma correlação de 0.5 entre as variáveis, a velocidade com que essa correlação inflaciona a variância é bem mais alta. Em seu exemplo, uma correlação de 0 corresponde a um VIF de 1, uma correlação de 0.5 corresponde a um VIF de 1.33, enquanto uma correlação de 0.80 corresponde a um VIF de 2.78.

Conforme podemos observar em Judge *et al.* (1988), VIF é um método utilizado para detectar a presença de multicolinearidade nas séries. De acordo com o autor, valores desse indicador acima de 1 indicam que a variável em questão não é ortogonal as outras variáveis, e que a multicolinearidade está presente em algum grau. Um valor igual ou acima de 5, para muitos autores é utilizado como indicação de multicolinearidade severa.

3.2 Processos estacionários e teste de raiz unitária

Uma série temporal é uma sequência de realizações de um processo estocástico. De acordo com Harvey (1993), para um processo estocástico ser estacionário, as seguintes condições devem ser satisfeitas para todos os valores em t:

$$E(y_t) = \mu$$

$$E\left[(y_t - \mu)^2\right] = \sigma^2_y = \gamma(0)$$

e

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-\tau} - \mu)] = \gamma(\tau), \tau = 1, 2, \dots$$

Ou seja, a média deve ser constante, a variância deve ser constante, e a covariância deve depender do período de tempo analisado (depende da distância temporal entre as observações).

De acordo com Pindyck, R.S. and Rubinfeld, D.L. (1998), o processo estocástico mais simples é o passeio aleatório, onde a diferença entre duas observações seguidas no tempo é o que chamamos de “ruído branco”.

A definição de ruído branco tem sua origem na engenharia, e segundo Bueno (2012) o processo leva esse nome porque sua função densidade espectral é horizontal como a luz branca e o processo provoca alterações na série, assim como as ondas eletromagnéticas que produzem ruídos na sintonização de um rádio.

Outro conceito interessante para demonstrações estatísticas é a estacionariedade estrita. Essa é uma condição bastante forte, em que a probabilidade de distribuição de “n” observações nos tempos t_1, t_2, \dots, t_n é a mesma que a probabilidade conjunta das observações nos tempos. Ainda, segundo o autor, se as séries são fracamente

estacionárias e normalmente distribuídas, então também será um processo estacionário do sentido estrito.

A verificação da estacionariedade da série pode ser investigada através de testes estatísticos, que de maneira geral, analisam se as séries são estatisticamente semelhantes aos processos de passeios aleatórios.

Os testes que possuem como hipótese nula a presença de raiz unitária têm como objetivo verificar se as séries são estacionárias. Em séries não estacionárias, é comum encontrar relações econométricas entre as variáveis econômicas sem qualquer relação de causalidade entre elas, gerando assim regressões espúrias, ou seja, sem qualquer intuição econômica.

Alguns testes que analisam a presença de raiz unitária são bastante disseminados na literatura nacional e internacional. São eles: teste de Dickey-Fuller, teste de Dickey-Fuller aumentado, e teste de Phillips-Perron.

O teste de Dickey-Fuller (1979) tem como objetivo estimar o modelo onde a hipótese nula H_0 é a presença de raiz unitária. Se pela estatística T não rejeitar a hipótese nula, significa admitir que a série possui raiz unitária, e que a série é não estacionária. De acordo com Enders (2004), o teste DF pode considerar três tipos de equações para verificar a presença de raiz unitária, conforme podemos observar a seguir:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

O primeiro exemplo trata de um passeio aleatório simples, a segunda equação acrescenta um intercepto (a_0) ou um termo de tendência (a_2t), e a terceira equação inclui ambos os termos (drift e tendência).

O teste em questão permite que o analista, comparando os resultados com a estatística T, aceite ou rejeite a hipótese nula de $\gamma=0$.

O teste de Dickey-Fuller aumentado (1981) estima o modelo com as variáveis autorregressivas, corrigindo possíveis distorções causadas pela premissa assumida pelo teste de Dickey-Fuller original de que o erro é um ruído branco (sendo que o erro pode ser um processo estacionário qualquer). O teste modifica o modelo caso o erro seja autocorrelacionado:

$$Y_t = a_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} y_{t-p+1} + \lambda_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Phillips (1987a) propôs uma alternativa ao teste ADF para testar a presença de raiz unitária em um conjunto de séries temporais gerais. Segundo o autor, essa abordagem pode ser utilizada para uma gama de modelos de séries temporais incluindo modelos ARIMA, e apresenta vantagens quando existem componentes de médias móveis nas séries.

O teste de Phillips-Perron (1988) estendeu o estudo de Phillips (1987a) para os casos em que são incluídas na especificação tendência linear e constante, fazendo uma correção não paramétrica aos testes de Dickey-Fuller, para os casos onde existem variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Os valores críticos do teste são os mesmos do teste ADF.

Segundo Kirchgassner & Jurgen (2008) o teste ADF, que modela de forma paramétrica autocorrelação dos resíduos, é mais vantajoso que o teste de Phillips-Perron, já que o

teste pode ser feito mesmo que os resíduos da equação estimada no teste continuem autocorrelacionados.

3.3 Cointegração e Modelo de Correção de erros

Segundo Kennedy (2009), algumas variáveis podem ser cointegradas, isto é, mesmo que individualmente elas sejam não estacionárias, uma combinação particular linear delas é integrada de ordem 0 (estacionárias). Essa combinação de cointegração é interpretada como uma relação de equilíbrio. O conceito de cointegração permite uma abordagem formal para testar e estimar equilíbrios de longo prazo entre as variáveis.

Se os dados apresentados são não estacionários, o econometrista pode pensar que é razoável “tirar” a não estacionariedade apenas com a diferenciação, assim como Box & Jenkins (1970) propuseram. No entanto, sabe-se que, conforme descrito anteriormente, aplicar a técnica de diferenciação não é a única maneira de eliminar a presença de raiz unitária.

Na literatura estão disponíveis alguns testes para analisar a presença de cointegração das variáveis. Segundo Margarido (2004), o teste de Johansen (1990) é mais complexo em termos teóricos, no entanto, a grande vantagem deste teste, se comparado aos testes de Engle-Granger (1987) e o teste de Phillips-Ouliaris (1990), é que, além de permitir verificar se as séries são cointegradas ou não, o teste permite verificar quantos vetores de cointegração existem entre as variáveis.

O teste de Johansen (1990) possui duas estatísticas que podem ser analisadas: estatística traço e máximo autovalor. O teste de Johansen fornece o número de vetores de cointegração que serão encontrados. O número de vetores possíveis é sempre igual ao número de variáveis observadas menos um (número de vetores de cointegração possíveis = número de variáveis – 1).

Para realizar o teste em questão, segundo Enders (2004), alguns pré-requisitos devem ser analisados: As séries devem ser não estacionárias, e devem possuir a mesma ordem de integração. Ou seja, se a série “a” é integrada de ordem 1 (I(1)), e a série “b” é integrada de ordem 2 (I(2)), não é possível gerar o teste em questão com essas variáveis.

Tendo em vista a análise multivariada, caso as séries não sejam estacionárias mas possuam relações de longo prazo comprovadas através do teste de cointegração, deve-se estimar o vetor autorregressivo com o termo de correção de erros. O VECM (vector error correction model) é uma generalização do VAR (vector autoregressive model) para o modelo de correção de erros (ECM). Nessa visão mais generalista, cada variável é modelada com todas as outras variáveis defasadas onde múltiplos termos de correção de erros aparecem.

3.4 Modelos de vetores autorregressivos (VAR)

Os efeitos dinâmicos, por exemplo, fenômenos econômicos, requer a introdução de defasagens da variável dependente e das variáveis explicativas no conjunto dos regressores, conduzindo assim os modelos ARDL (autoregressive distributed lag).

O caso mais geral do modelo é o ARDL (1,1), que incorpora observações de uma única variável exógena, neste exemplo representada por “x”:

$$y_t = a_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde,

ε_t tem média igual a zero e variância constante.

Um modelo univariado é composto por apenas uma equação, um modelo linear com uma única variável em que o valor atual da variável é explicado pelas defasagens de sua própria variável.

Um modelo VAR é um modelo dinâmico estocástico linear. O modelo multivariado denominado vetor autorregressivo (VAR) foi introduzido por Christopher Sims ¹ nas décadas de 1970 e 1980 visando relacionar relações entre variáveis macroeconômicas, com o argumento de que os modelos até então não eram úteis como ferramentas de análises da Política Monetária.

A seguir, um exemplo de um processo VAR estrutural:

¹ Sims desenvolveu o método de vetores autorregressivos para analisar como a economia é afetada por mudanças na Política Monetária. Sims (1980) publicou o artigo “Macroeconomics and reality” na Revista Econometrica, sugerindo um sistema de VAR com restrições nos coeficientes, e recebeu o prêmio Nobel em 2011 por suas pesquisas em causa e efeito na macroeconomia.

$$Y_t = \gamma_0 Y_t + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \gamma_n Y_{t-n} + \varepsilon_t$$

Onde,

Y_t é um vetor px1 das variáveis macroeconômicas do modelo

$\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_n$ são coeficientes relacionados às Variáveis no tempo (t-1)

ε_t é um vetor px1 de choques estruturais interpretáveis economicamente

Segundo o autor, os modelos univariados podem ser bastante limitados quando o objetivo da análise é gerar um modelo econômico, já que esse geralmente é representado por diversas variáveis. O modelo proposto de VAR é uma solução apropriada para estimar modelos mais complexos.

As principais premissas desse modelo são as seguintes:

- 1) As variáveis contempladas no vetor são estacionárias
- 2) Os erros, ou choques aleatórios, são “ruídos brancos” com média zero e variância constante
- 3) A covariância dos erros é igual à zero

De acordo com Stock & Watson (2001), existem três variedades de modelos VAR. São eles: modelo de forma reduzida ou VAR irrestrito, VAR recursivo, e VAR estrutural.

Segundo eles, a forma reduzida expressa cada variável como uma função linear de seus valores passados, e também de valores passados das outras variáveis e um termo de erro sem correlação serial.

Os Modelos VAR recursivo e estrutural são formas restritas dos modelos. O modelo de VAR recursivo constrói um termo de erro em cada equação que seja não correlacionado

com o erro das equações anteriores (precedentes), e o modelo VAR estrutural utiliza a intuição econômica para classificar as conexões entre as variáveis requerendo que o analista faça suposições que o permitam identificar e interpretar as correlações entre elas.

Para estimar o VAR por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é necessário transformar o VAR estrutural em VAR reduzido, entretanto, algumas restrições devem ser feitas sobre os coeficientes do sistema do VAR estrutural para identificar inovações relevantes, e também analisar a função de resposta a impulsos.

Existem diversas maneiras de ortogonalizar os resíduos (impor restrições e transformar o VAR reduzido em um VAR restrito), e uma delas é baseada na decomposição de Cholesky da matriz de covariância de ruído branco, conforme proposto por Sims. (ver Ssner & Wolters (2012))

O Banco Central do Brasil (BCB), em seus estudos sobre política monetária de metas de inflação, utiliza a previsão de inflação gerada através de modelos de vetores autorregressivos.

No relatório de inflação de junho de 2004, o BACEN apresenta as informações sobre os modelos de vetores autorregressivos, e a descrição de cada um dos quatro modelos estimados para compor a projeção da inflação futura².

Segundo o documento, a época eram estimados quatro modelos pelo Banco Central, sendo dois de VAR e outros dois de BVAR (modelos que impõe restrições aos coeficientes através de probabilidades definidas a priori).

² De acordo com o relatório de inflação de dezembro de 2012, o BACEN utiliza a média das estimativas geradas pelos modelos de vetores autorregressivos (VAR) para estimar previsões futuras da inflação.

Focando apenas nos modelos VAR, o BACEN considerava as seguintes variáveis endógenas nos modelos (número de defasagens definida pelo critério de informação de Akaike):

Modelos VAR - Banco Central do Brasil		
	VAR 01	VAR 02
Variáveis endógenas	variação da taxa de juros real variação cambial nominal inflação dos preços administrados inflação dos preços livres	variação da taxa de juros nominal variação do estoque monetário variação da produção industrial variação cambial nominal inflação dos preços administrados inflação dos preços livres
Defasagens (lags)	2	6

Figura 03: Modelos VAR 01 e VAR 02 estimados pelo BCB

Fonte: Relatório de Inflação junho de 2004 – Banco Central do Brasil

Esses modelos foram sendo revistos com o tempo. Por exemplo, no documento publicado em junho de 2010, o BCB ressalta que assim como seus pares internacionais, utiliza modelos VAR para previsão de inflação, nesse caso o IPCA, desde a implantação da Política monetária de metas de inflação. O Banco Central divide os modelos em dois grupos: modelos de VAR econômicos, e modelos de VAR puramente estatísticos. Atualmente o BCB utiliza a versão divulgada no Relatório de Inflação de setembro de 2012, com um novo conjunto de modelos VAR econômicos .

3.5 Função de resposta a impulsos e decomposição da variância

De maneira a verificar a extensão dos choques, a função de resposta a impulsos traça o efeito de um choque a uma das inovações em valores correntes ou futuros das variáveis endógenas, transmitido através da estrutura dinâmica do modelo VAR.

Conforme podemos observar em Judge *et al.*(1988), o termo contabilizar inovações normalmente se refere ao processo de traçar como o sistema pode reagir à choques (inovações) em uma de suas variáveis.

Segundo Enders (2004), o econometrista deve impor restrições adicionais às variáveis que compõe os vetores do VAR para identificar a função de resposta a impulsos. Resumidamente, deve-se partir de um modelo irrestrito de VAR para um modelo estrutural restrito.

Segundo o autor, uma identificação possível de restrição é a decomposição de Cholesky (forma triangular de ortogonalizar/decompor os resíduos). Por exemplo, se o valor atual da variável “y” não tem um efeito atual na variável “x”, podemos formalmente impor restrições ao coeficiente tornando-o igual à zero, generalizando o modelo de VAR recursivo proposto inicialmente por Sims (1980), para um vetor com outras variáveis exógenas.

Essa abordagem, contudo, não é indiferente à ordenação das variáveis no VAR, ou seja, caso a ordem das variáveis seja alterada, as respostas podem alterar drasticamente.

De acordo com Bueno (2012), como a função impulso resposta é calculada mediante a estimação de coeficientes é necessário considerar um intervalo de confiança, que pode ser calculado de forma analítica ou através de simulações.

Segundo o autor, o método analítico não é trivial tendo em vista análises multivariadas, por causa das covariâncias cruzadas. Com relação à técnica de simulação, o autor cita o experimento de Monte-Carlo como alternativa.

De acordo com Kilian (1998), existem três métodos tradicionais para construção clássica de intervalos de confiança. O intervalo assintótico, que computacionalmente, é o mais simples (pois se baseia em uma ampliação delta qualquer da distribuição assintótica do estimador da resposta ao impulso). O método de integração de Monte-Carlo que é um método Bayesiano por origem. O método não paramétrico de bootstrap, que sob condições regulares pode construir intervalos de confiança baseados nos percentis da distribuição empírica da estimação do bootstrap, o que iremos chamar de intervalos de percentis (Hall, P. (1992) e Efron & Tibshirani (1993)) .

O método de simulação de bootstrap foi apresentado por Efron (1979) como uma alternativa ao método Jackknife para estimar características como viés e variância para uma estatística de interesse (também sendo muito utilizada para estimar intervalos de confiança), com o argumento de que esse método é mais aplicável que o Jackknife, por ser mais generalista.

Segundo DiCiccio & Efron (1996), o método de bootstrap mais atrativo e com maior acurácia, oferece uma alternativa ao intervalo padrão que tem dominado a inferência estatística por muitos anos.

Runkle (1987) diz que em geral metodologias de bootstrap são preferíveis, mas o tempo computacional envolvido pode ser extremamente elevado. O artigo foi publicado em 1987, e atualmente, esse não seria um grande problema para a popularização do método, tendo em vista que os computadores e sistemas atuais são mais poderosos e rápidos que há duas décadas.

O método de bootstrap tende a ser preferível se comparado com metodologias analíticas, apesar de muitos autores discutirem as propriedades desse método para pequenas amostras (maiores detalhes em Kilian (1999)).

Outra forma, além da função de resposta a impulsos, para analisar os resultados do modelo é a decomposição da variância. Segundo Bueno (2012) essa metodologia evidencia qual o percentual da variância do erro de previsão decorre de cada variável exógena ao longo do tempo definido.

A decomposição da variância, assim como a função de resposta a impulsos, só é possível com modelos de VAR estruturais, cuja ortogonalização dos resíduos pode ser feita através da decomposição de Cholesky.

4 Estudo de Caso

Conforme podemos perceber no gráfico abaixo, nos últimos anos há incrementos constantes no volume transacionado na bolsa de valores de São Paulo (atualmente, a única bolsa de valores do país):

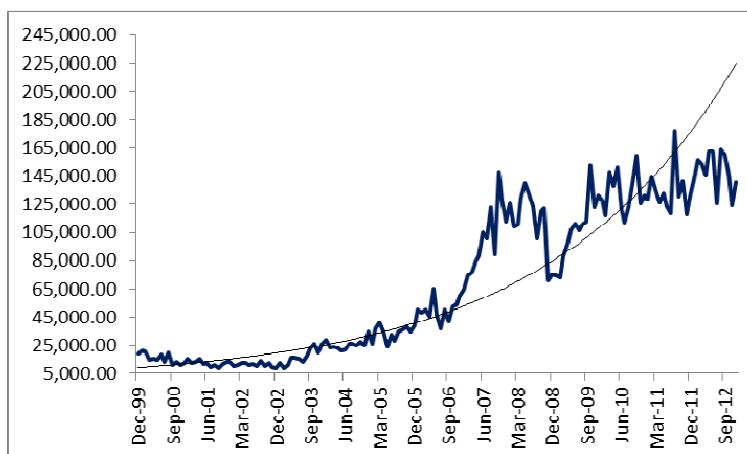


Gráfico 01: Crescimento Volume de negociações na BOVESPA – milhões R\$

Fonte: Banco Central do Brasil

Segundo dados disponíveis em estatísticas da Bovespa, em janeiro de 2013 foi transacionado na bolsa no mercado a vista volume financeiro de R\$ 290.284 milhões, dos quais aproximadamente 40% pertenciam a operações de investidores estrangeiros.

Com a conquista da estabilidade de preços alcançada após o plano Real, a confirmação do sucesso da política monetária de metas de inflação implantada no Brasil há mais de uma década, a percepção da estabilidade de variáveis macroeconômicas (ex: câmbio e risco país), e a liberalização do mercado financeiro, é de se esperar que nos próximos anos haja ainda um maior direcionamento de recursos para investimentos no mercado de capitais brasileiro, principalmente de investidores estrangeiros.

Nesse cenário, pesquisas e publicações relacionadas ao mercado de capitais brasileiro tornam-se particularmente interessantes.

Atualmente são disponibilizados diversos estudos publicados com o intuito de analisar as interações entre as variáveis macroeconômicas e os retornos acionários em bolsas de valores de países desenvolvidos e emergentes.

Para o Brasil podemos citar, por exemplo, o artigo de Meurer (2005) onde o autor procura evidenciar de maneira empírica como o fluxo de investidores estrangeiros e outras variáveis econômicas se relacionam com o Índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa).

Esse tipo de análise é bastante importante no sentido em que suporta os agentes de mercado com informações que irão subsidiar suas tomadas de decisões de investimento.

Para analisar como variáveis macroeconômicas se relacionam com um determinado índice acionário, seria prudential que esse índice fosse deveras representado por empresas diretamente afetadas por condições da economia real do país. Convém destacar aqui que o conceito de economia real disseminado na literatura está relacionado ao setor produtivo, na produção de bens e serviços, altamente correlacionada com o consumo, e que o setor de serviços financeiros não se enquadra nesse entendimento.

O que percebemos com o principal índice acionário do Brasil, o Ibovespa, é que sua composição majoritária é composta por ações de empresas do setor de commodities, serviços Financeiros e seguros, e energia elétrica (representam em conjunto aproximadamente 57% do índice), onde apenas o setor de Finanças e Seguros representam aproximadamente 18% do índice. O gráfico a seguir evidencia a composição atual (carteira de janeiro a abril de 2013) do Ibovespa, por setor:

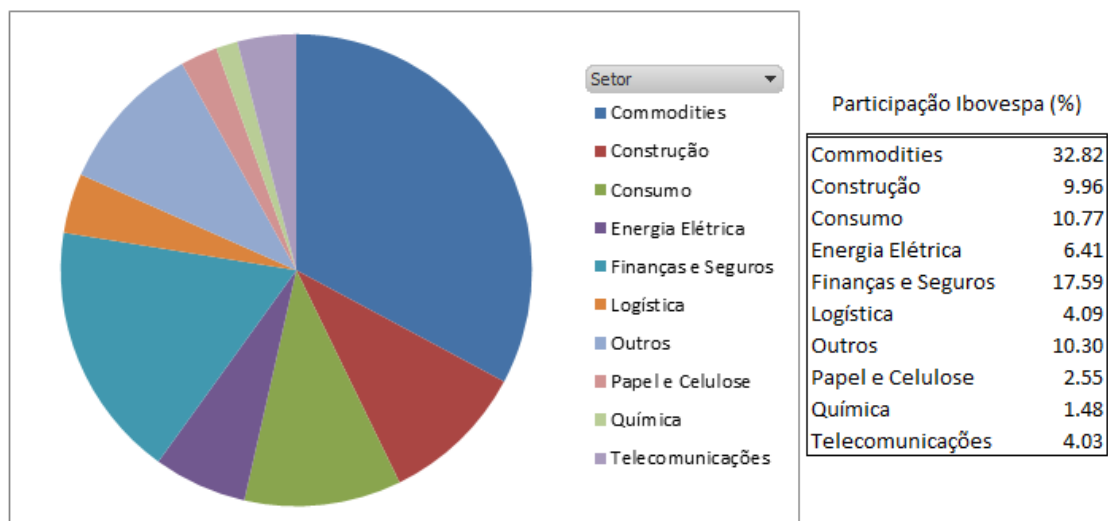


Gráfico 02: Composição Ibovespa por setor

Fonte: Bovespa

Além disso, há concentração na participação de apenas duas empresas: Vale e Petrobras. Atualmente, na carteira teórica válida para o quadrimestre de janeiro a abril de 2013, ações preferenciais e ordinárias dessas empresas em conjunto possuem participação no índice em torno de 23%.

Surge assim a necessidade de selecionar outro indicador representativo do comportamento do mercado de capitais brasileiro, e que de forma intuitiva possa apresentar relações de curto prazo com variáveis macroeconômicas.

O índice de consumo criado pela Bovespa teve seu início em janeiro de 2007, e seu principal objetivo é conceber uma visão segmentada do mercado acionário do Brasil, representando o comportamento de ações do setor de consumo negociadas na bolsa de valores de São Paulo.

As empresas nesse setor estão relacionadas às atividades que se relacionam com a produção e comércio de bens de consumo em geral (como alimentos, bebidas, tabaco,

utilidades domésticas, e etc.), a educação privada e paga, a venda de medicamentos, entre outros.

De forma geral, o consumo pode ser cíclico ou não cíclico. Medicamentos, serviços médicos e hospitalares, tabaco, e alimentos, tendem a compor o que chamamos de consumo não cíclico, ou seja, a demanda por esses produtos não depende tanto do momento do ciclo econômico.

Assim como o Ibovespa, esse índice é reavaliado a cada quadrimestre. Nesse momento, ações podem ser incluídas, excluídas e/ou alterarem seu percentual de participação na carteira teórica.

As ações selecionadas para compor o índice estão presentes no setor de consumo cíclico ou não cíclico e são representativas no setor. Na carteira teórica para o quadrimestre de janeiro a abril de 2013, o índice é composto por um total de 37 ações de diversos subsetores da economia. Abaixo, a tabela com a composição do ICON por setor econômico e seu percentual de participação:

Tabela 01: Composição ICON por setor carteira de janeiro a abril de 2013

Agropecuária	0.73%	Diversos	6.72%
SLC AGRICOLA	0.45	HYPERMARCAS	3.06
SLCE3	0.45	HYPE3	3.06
V-AGRO	0.28	LOCALIZA	2.59
VAGR3	0.28	RENT3	2.59
Alimentos e Bebidas	43.31%	MULTIPLUS	1.07
AMBEV	20.00	MPLU3	1.07
AMBV3	3.41	Educação	6.33%
AMBV4	16.59	ANHANGUERA	2.63
BRF FOODS	12.42	AEDU3	2.63
BRFS3	12.42	ESTACIO PART	1.34
COSAN	2.26	ESTC3	1.34
CSAN3	2.26	KROTON	2.36
JBS	5.01	KROT3	2.36
JBSS3	5.01	Fumo	6.10%
M.DIASBRANCO	1.13	SOUZA CRUZ	6.10
MDIA3	1.13	CRUZ3	6.10
MARFRIG	1.40	Produtos pessoais e limpeza	5.10%
MRFG3	1.40	NATURA	5.10
MINERVA	0.52	NATU3	5.10
BEEF3	0.52	Saúde	8.00%
SAO MARTINHO	0.57	AMIL	1.74
SMT03	0.57	AMIL3	1.74
Comércio	18.92%	DASA	2.11
AREZZO CO	0.84	DASA3	2.11
ARZZ3	0.84	FLEURY	0.56
B2W VAREJO	0.49	FLRY3	0.56
BTOW3	0.49	ODONTOPREV	1.41
LE LIS BLANC	0.32	ODPV3	1.41
LLIS3	0.32	QUALICORP	2.18
LOJAS AMERIC	4.35	QUAL3	2.18
LAME3	1.18	Tecido, Vestuário e Calçados	4.79%
LAME4	3.17	ALPARGATAS	1.06
LOJAS MARISA	0.76	ALPA4	1.06
AMAR3	0.76	CIA HERING	3.11
LOJAS RENNER	5.02	HGTX3	3.11
LREN3	5.02	GRENDENE	0.62
MAGAZ LUIZA	0.40	GRND3	0.62
MGLU3	0.40		
P.ACUCAR-CBD	4.54		
PCAR4	4.54		
RAIADROGASIL	2.20		
RADL3	2.20		

Fonte: Bovespa

Os investimentos em renda variável no Brasil (mercado a vista) são demasiadamente concentrados nos setores de telecomunicações, elétrico, mineração e óleo e gás.

A partir de final de 2007 e início de 2008, já podemos perceber a mudança de paradigmas, mesmo que esse movimento ainda seja tímido. Segundo relatório Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais - ANBIMA

sobre a posição consolidada de Fundos de Investimento com posição em dezembro de 2012, os 108 fundos de ações setoriais fecharam o mês com Patrimônio Líquido (PL) aproximado de R\$15.9 bilhões. Segundo informações da Comissão de Valores Mobiliários - CVM e da própria ANBIMA, existem hoje nove fundos de investimentos focados no setor de consumo, com PL fechado no mesmo período de aproximadamente R\$ 769 milhões. São eles:

Tabela 02: Fundos de Investimentos em ações setor de consumo

CNPJ	Tipo Fundo	Nome Fundo de ações	PL 31/12/2012 (R\$1000)	Data de início da atividade
08.973.942/0001-68	Fundo de Ações	BB AÇÕES CONSUMO FICFI	151,441.38	2/10/2007
08.973.939/0001-44	Fundo de Ações	BB TOP AÇÕES SETORIAL CONSUMO FI	182,300.59	1/10/2007
10.590.048/0001-50	Fundo de Ações	BRABESCO FIA CONSUMO	179,230.47	29/05/2009
12.440.748/0001-94	Fundo de Ações	BRABESCO PRIME FIC DE FIA CONSUMO	53,824.23	29/12/2010
10.590.085/0001-69	Fundo de Ações	BRABESCO PRIVATE FIC FIA CONSUMO	125,766.63	29/05/2009
10.577.512/0001-79	Fundo de Ações	CAIXA FI ACOES CONSUMO	25,953.42	26/04/2012
10.239.877/0001-93	Fundo de Ações	ITAU ACOES CONSUMO FUNDO DE INVESTIMENTO	5,228.89	20/01/2009
03.848.524/0001-25	Fundo de Ações	SAFRA CONSUMO FUNDO DE INVESTIMENTO EM AÇÕES	32,696.07	31/05/2000
09.528.774/0001-64	Fundo de Ações	XP ABSOLUTO CONSUMO FUNDO DE INVESTIMENTO DE AÇÕES	12,335.43	2/7/2008
TOTAL			768,777.11	

Notas: São excluídos os Fundos Multimercados e os Fundos de Capital Protegido.

Fonte: ANBIMA e CVM

Considerando o potencial crescimento da relevância desse setor no mercado acionário brasileiro, e as limitações de análise do Ibovespa discutidas anteriormente, este estudo tem o objetivo de evidenciar pioneiramente, de que maneira o Índice de Consumo – ICON da bolsa de valores de São Paulo interage com variáveis macroeconômicas.

5 Resultados

5.1 Seleção das variáveis macroeconômicas, estatísticas descritivas e análise da multicolinearidade

No capítulo relacionado à metodologia para seleção de variáveis foi detalhado o processo e a metodologia para a escolha das séries que serão utilizadas nesse estudo.

O objetivo dessa pesquisa é evidenciar como variáveis macroeconômicas se relacionam com os retornos das ações de empresas do setor de consumo da bolsa de valores de São Paulo.

A série temporal ICON é disponibilizada diariamente ao público, no próprio site da bolsa, assim como a metodologia para composição e recalibração do índice.

Primeiramente, foram selecionadas trinta variáveis macroeconômicas que representam os principais indicadores de atividade econômica, inflação, produção e consumo, que pudessem apresentar intuitivamente alguma relação de curto ou longo prazo com o índice em questão. Todas as variáveis selecionadas possuem periodicidade no mínimo mensal.

O banco de dados foi elaborado com informações advindas dos mais diversos provedores, como por exemplo, a BM&F Bovespa, Banco Central brasileiro - BCB, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA, IBGE e Federação do Comércio - Fecomércio. A seguir serão relatadas as variáveis que compuseram a base inicial do estudo:

Tabela 03: Base de dados inicial

Variável	Fonte	Unidade	Código
Nasdaq - índice mensal	BACEN	Pontos	NAS
Ibovespa - Variação percentual mensal	BM&FBOVESPA	% (variação mensal)	Ibov
Dow Jones NYSE - índice mensal	NYSE	Pontos	DJO
Dólar comercial - Variação percentual mensal	Bacen	%	dólar
volume bolsa (C+V) à vista	Bacen	R\$	vol_bov
Índice de Commodities - Brasil	Bacen	Índice	commodBZ
Taxa de juros - Certificado Depósito Interbancário (CDI) mês acumulado	Bacen	% a.m.	CDI
IPCA (var percentual mensal)	IBGE	% a.m.	IPCA
IPCA - livres (var percentual mensal)	BCB-DEPC	% a.m.	IPCALivre
INPC	IBGE	% a.m.	INPC
CPI - all urban consumers (all items)	BLS-EUA	Índice	CPI
índice de confiança consumidor Brasil	Fecomercio	Índice	confi_BZ
Consumo de energia elétrica - Comercial	Eletrabras	GWh	consu_energ_comercial
Consumo de energia elétrica - Brasil - Total	Eletrabras	GWh	consu_energ_BZ
Taxa de desemprego civis EUA (maiores de 16 anos)	BLS	%	dese_EUA
PIB mensal (valores correntes R\$ milhões)	BCB-DEPEC	R\$ (milhões)	PIB_BZ
Investimento estrangeiro direto - IED (líquido) - mensal	Bacen	US\$ (milhões)	IED
Ouro - Variação percentual mensal	BCB-Depec	%	ouro
Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais p/ taxa de juros cartão de crédito PF	BCB-Depec	u.m.c. (mil)	Ccrédito
Operações de crédito do sistema financeiro - Total - P físicas	BACEN	R\$ milhões	vol_PF
Saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - Cartão de crédito - Pessoa física	BACEN	u.m.c. (mil)	vol_Ccredito_PF
Operações de crédito do sistema financeiro - Total - P jurídicas	BACEN	R\$ milhões	vol_PJ
Caderneta de poupança (total) - Saldos - u.m.c. (milhões)	BCB-Depec	u.m.c. (milhões)	saldopoup
Investimento estrangeiro direto/pib 12 meses (%)	BCB-Depec	mensal - %	IED_PIB
Inadimplência em op. de crédito do sistema financeiro - total	BCB-Depec	mensR\$ (milhões)	inadimp_SFN
Índice de Commodities - Brasil Energia	BCB-Depec	índice	comm_ener
Vendas de autoveículos no mercado interno - unidades	Anfavea	unidades	veiculos
Índice nacional de vendas - variação nominal - (% a.m.) - Associação Brasileira de Supermercados (Abras)	Abras	índice	VENDA_NOM
Índice nacional de vendas - variação REAL - (% a.m.) - Associação Brasileira de Supermercados (Abras)	Abras	índice	VENDA_REAL
Capital estrangeiro transacionado na Bolsa de Valores de São Paulo	BM&FBOVESPA	Milhões R\$	estrang_bov

Fonte: Elaboração do autor (a)

A amostra possui 72 observações, com variações mensais de cada variável, compreendendo o período entre janeiro de 2007 e dezembro de 2012. Não foi possível coletar um número maior de observações, pois o ICON começou a ser divulgado pela Bovespa apenas em dezembro de 2006.

Uma importante estatística de grupo que deve ser observada é a correlação entre as variáveis. A correlação indica a direção do relacionamento entre duas variáveis lineares, e também se esse relacionamento é forte ou fraco. O quadro com a matriz de correlação entre as séries encontra-se no anexo desse documento, entretanto, nesse momento será destacado a seguir as correlações entre as variáveis macroeconômicas e o ICON:

Tabela 04: Correlação entre as 30 variáveis macroeconômicas selecionadas com o ICON

Correlação das variáveis	ICON
ICON	1.00
CCREDITO	0.08
CDI	-0.15
COMM_ENER	-0.03
COMMODBZ	-0.11
CONFI_BZ	-0.05
CONSU_ENERG_BZ	0.16
CONSU_ENERG_COMERCIAL	0.05
CPI	0.10
DESE_EUA	-0.18
DJO	0.66
DOLAR	-0.60
IBOV	0.82
IED	-0.02
IED_PIB	-0.04
INADIMP_SFN	0.15
INPC	-0.14
IPCA	-0.11
IPCALIVRE	-0.14
NAS	0.67
OURO	-0.22
PIB_BZ	0.16
SALDOPOUP	-0.04
VEICULOS	0.07
VENDA_NOM	-0.10
VENDA_REAL	-0.09
VOL_BOV	0.11
VOL_CCREDITO_PF	-0.12
VOL_PF	-0.04
VOL_PJ	-0.34
ESTRANG_BOV	0.07

Fonte: Elaboração do autor (a)

Para a seleção da combinação das variáveis que seriam utilizadas no modelo, foram considerados critérios julgamentais relacionados em parte com a ordem de integração das séries e a verificação de indícios de multicolinearidade entre as séries.

A presença de multicolinearidade perfeita fere umas das cinco suposições para modelos clássicos de regressão linear, e pode gerar estimativas instáveis. Existem muitas controvérsias sobre os métodos utilizados para detectar a existência de multicolinearidade (o indicador VIF é uma forma reconhecida na literatura para detectá-la)

Quando isso acontece, pode-se também incorporar outras informações: obtendo mais dados, formalizando a relação entre os regressores, especificando a relação entre os parâmetros, omitindo umas das variáveis que são colineares, incorporando estimação de outros estudos, formando componentes principais e etc.

De acordo com Kennedy (2009), ao encontrar situações em que o R-quadrado da regressão for maior que o R-quadrado de uma regressão de qualquer variável independente em outra, e/ou a estatística t for maior que 2, o analista não deve ficar preocupado com esse tipo de problema.

Como existem limitações acerca da possibilidade de incluir mais observações ao modelo, essa última sugestão foi descartada. Assim, foi avaliado um parâmetro amplamente disseminado na literatura e discutido na seção de Metodologia Analítica: fator de inflação da variância (VIF).

Resumidamente, o teste consiste em estimar regressões de uma variável macroeconômica contra as outras variáveis selecionadas para o modelo, e analisar o R-quadrado gerado na regressão. Abaixo, a matriz de correlação entre as 5 variáveis e os resultados encontrados nas estimações do indicador:

Tabela 05: Matriz de Correlação das variáveis

Matriz de Correlação					
	ICON	IPCA	SALDOPOUP	VOL_CCREDITO_PF	COMMODBZ
ICON	1.00				
IPCA	-0.11	1.00			
SALDOPOUP	-0.04	-0.22	1.00		
VOL_CCREDITO_PF	-0.12	0.14	-0.47	1.00	
COMMODBZ	-0.11	0.23	0.24	-0.02	1.00

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 06: Regressões para verificação do R-quadrado e o Fator de inflação da variância

Método	Mínimos Quadrados
Variável Dependente	IPCA
Variáveis Explicativas	SALDOPOUP, VOL_CCREDITO_PF, COMMODBZ
Amostra	JAN/2007 até DEZ/2012

R-quadrado 0.14

Fator de inflação da variância 1.16

Método	Mínimos Quadrados
Variável Dependente	SALDOPOUP
Variáveis Explicativas	IPCA, VOL_CCREDITO_PF, COMMODBZ
Amostra	JAN/2007 até DEZ/2012

R-quadrado 0.32

Fator de inflação da variância 1.48

Método	Mínimos Quadrados
Variável Dependente	VOL_CCREDITO_PF
Variáveis Explicativas	IPCA, SALDOPOUP, COMMODBZ
Amostra	JAN/2007 até DEZ/2012

R-quadrado 0.23

Fator de inflação da variância 1.30

Método	Mínimos Quadrados
Variável Dependente	COMMODBZ
Variáveis Explicativas	IPCA, SALDOPOUP, VOL_CCREDITO_PF
Amostra	JAN/2007 até DEZ/2012

R-quadrado 0.15

Fator de inflação da variância 1.18

Fonte: Elaboração do autor (a)

Conforme observamos no capítulo referente à metodologia analítica, muitos autores consideram que um valor igual ou acima de 5 representam multicolinearidade severa. Os valores resultantes dos VIF's não indicam, portanto, a existência de multicolinearidade, com correlações abaixo de 0.5 entre as séries, e valores de VIF em torno de 1,0.

Dezenas de combinações foram realizadas, e assim, foi escolhida, entre as possibilidades analisadas, a combinação de 5 variáveis que apresentava o melhor resultado e que não indicam presença de multicolinearidade perfeita. As variáveis que farão parte do modelo são: variação mensal do ICON, variação mensal do Saldo da

Caderneta de poupança no Brasil, variação mensal do Índice Nacional de Preços ao Consumidor – amplo (IPCA), variação mensal do volume de crédito – cartão de crédito pessoa física, e a variação mensal do índice de commodities Brasil.

O saldo consolidado da caderneta de poupança compreende o saldo total financeiro nessa aplicação financeira no Brasil. A caderneta de poupança é uma modalidade de investimentos, cujos recursos são direcionados para o Sistema Financeiro de Habitação e Crédito Rural. Trata-se de uma aplicação financeira de Renda Fixa de baixo risco de crédito, pois é coberta até um determinado limite financeiro pela Fundo Garantidor de Crédito. Apesar de geralmente apresentar baixos rendimentos, ainda é bastante popular no Brasil.

Como vimos, a caderneta de poupança é uma modalidade de investimento comum entre os brasileiros (apenas em dezembro de 2012 a captação líquida ³foi de aproximadamente R\$9.2 bilhões). Quando nos referimos a caderneta de poupança podemos entender que trata-se de parte da poupança total da economia, e assim, representa uma proxy viável de custo de oportunidade para o consumo, afetando assim o desempenho de ações de empresas desse setor. Espera-se que a relação entre o saldo da caderneta de poupança e o consumo seja então negativa.

O volume de cartão de crédito pessoa física compreende o saldo financeiro total das operações de crédito direcionadas para cartão de crédito (tipo de empréstimo rotativo), das operações contratadas com taxas de juros livremente pactuadas entre Tomadores Pessoas Físicas e Instituições Financeiras.

Grande parte das transações para pessoas físicas, principalmente no varejo, é realizada através de operações com cartões de crédito. Um aumento no indicador de volume

³ Captação líquida é a diferença entre depósitos e saques no mês total

financeiro transacionado através desse instrumento indica também um aumento do consumo. Espera que choques positivos na variação do volume transacionado no cartão de crédito provoque um efeito positivo nas ações que compõe o ICON.

É importante ressaltar que volumes altos operados em créditos rotativos, por um longo período de tempo podem estar ligados a um aumento do nível de inadimplência, o que geraria um impacto negativo para empresas do setor de consumo.

O Índice de Commodities Brasil é mensurado pelo Banco Central brasileiro. De acordo com o BACEN o indicador reflete a média mensal ponderada dos preços em Reais, das commodities relevantes para a dinâmica da inflação no Brasil. O indicador agrega de forma ponderada indicadores relativos ao segmento de metal, energia e agropecuária.

Com a queda dos juros no Brasil (fazendo com que os investidores procurem diversificar seus investimentos), e com o desaquecimento das exportações das commodities produzidas internamente (ainda sob os efeitos da crise financeira iniciada no fim do ano de 2008), as ações expostas ao consumo interno do país tornam-se mais atrativas.

Impactos positivos nos preços das commodities (e assim no índice de commodities Brasil), geram expectativas positivas acerca do setor no país e do desempenho das ações dessas empresas na bolsa de valores, e assim o investidor pode trocar as ações de consumo por ações de commodities.

Além disso, choques positivos nos preços da commodities podem impactar negativamente o resultado das empresas que são consumidoras naturais do setor (ex: energia).

Espera-se que choques positivos no índice de commodities influenciem negativamente o ICON.

O IPCA é um índice que mensura, através de pesquisas realizadas, a variação de preços de um conjunto de produtos e serviços no Brasil referente ao consumo das famílias. O Banco Central do Brasil utiliza este indicador para acompanhamento da Política Monetária de Metas de Inflação desde 1999.

Um aumento repentino dos preços no curto prazo pode influenciar na decisão do agente, reduzindo sua propensão de consumir.

Analisando pela ótica da demanda, variações positivas no índice de preços pode indicar uma situação de aquecimento da economia, através do aumento da demanda dos agentes. Esse tipo de situação pode preceder o aumento de consumo, e assim, espera-se que impactos positivos no IPCA no longo prazo tenham relação de precedência com o ICON de forma positiva.

5.2 Teste de raiz unitária para verificação da estacionariedade das séries

Para verificação da estacionariedade das séries, foi realizado o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) cuja hipótese nula a ser testada é a presença de raiz unitária.

O teste foi realizado individualmente para as 5 variáveis selecionadas. O resultado dos testes serão apresentados no quadro abaixo:

Tabela 07: Teste de Dickey-Fuller aumentado para verificação da presença de raiz unitária das séries

Variáveis	Teste de raiz unitária ADF	
	Com Constante	Com Constante e Tendência Linear
	ADF t-Statistic	ADF t-Statistic
ICON	-6.578734 (*)	-6.622146 (*)
IPCA	-4.044802 (*)	-4.133698 (*)
SALDOPOUP	-6.377486 (*)	-6.413716 (*)
VOL_CCREDITO_PF	-9.110056 (*)	-8.321806 (*)
COMMODBZ	-5.851154 (*)	-5.857662 (*)

Notas: (*) indica significância estatística ao nível de 1%. A hipótese nula do teste ADF é a existência de raiz unitária nas séries. O Teste ADF utilizou o critério automático de informação de Schwarz para determinar o tamanho do lag . Os valores críticos para o teste com constante são (-3.52562) para 1%, (-2.90295) para 5%, e (-2.5889) para 10%. Os valores críticos para o teste com constante e tendência linear são de (-4.09255) para 1%, de (-3.47436) para 5%, e (-3.1645) para 10%.

Fonte: Elaboração do autor (a)

Pelo teste de Dickey-Fuller aumentado, fica evidenciado que todas as variáveis selecionadas são estacionárias em nível, já que rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1% de significância.

Com o objetivo de corroborar os resultados gerados, também foram realizados os testes para verificação de presença de raiz unitária de Phillips-Perron. As análises podem ser observadas a seguir:

Tabela 08: Teste de Phillips-Perron para verificação da presença de raiz unitária das séries

Variáveis	Teste de raiz unitária Phillips-Perron	
	Com Constante	Com Constante e Tendência Linear
	P-P t-Statistic	P-P t-Statistic
ICON	-6.59642 (*)	-6.64178 (*)
IPCA	-4.044802 (*)	-4.133698 (*)
SALDOPOUP	-6.381176 (*)	-6.411879 (*)
VOL_CCREDITO_PF	-9.153629 (*)	-10.03816 (*)
COMMODBZ	-5.83771 (*)	-5.84767 (*)

Notas: (*) indica significância estatística ao nível de 1%. A hipótese nula do teste P-P é a existência de raiz unitária nas séries. Os valores críticos para o teste com constante são (-3.525618) para 1%, (-2.90295) para 5%, e (-2.5889) para 10%. Os valores críticos para o teste com constante e tendência linear são de (-4.09255) para 1%, de (-3.47436) para 5%, e (-3.1645) para 10%.

Fonte: Elaboração do autor (a)

Caso as séries não fossem estacionárias em nível, não poderíamos seguir com as próximas etapas da modelagem do vetor autorregressivo sem a realização de operações para torna-las estacionárias (como a diferenciação das variáveis, por exemplo), e da verificação de relações de longo prazo entre as séries através de testes de cointegração.

Assim, considerando que as variáveis fossem integradas de mesma ordem e que apresentassem vetores de cointegração, poderíamos então estimar o modelo de vetor autorregressivo (VAR) mais completo com o modelo de correção de erros, chamado de vetor de correção de erros (VECM).

5.3 Análise do modelo do vetor autorregressivo

O vetor autorregressivo irrestrito foi estimado com todas as variáveis endógenas em conjunto com o próprio ICON. Foram incluídas simultaneamente no modelo o ICON, IPCA, SALDOPOUP, VOL_CCREDITO_PF e COMMODBZ, com todas as observações (entre janeiro de 2007 e dezembro de 2012), com um intervalo de defasagens de 1 até 9 períodos. Abaixo, a tabela com os resultados encontrados:

Tabela 09: Estimação do VAR irrestrito com variável dependente “ICON”

Lags	Variáveis Explicativas				
	ICON	IPCA	SALDOPOUP	VOL_CCREDITO_PF	COMMODBZ
1	0.093905	-13.88839	2.897524	0.967566	0.331374
	[0.40933]	(*) [-1.82920]	[1.51314]	[1.28393]	[0.95609]
2	0.605135	22.1908	2.323921	0.294656	0.843457
	(***) [2.65167]	(**) [2.33751]	[1.23157]	[0.41601]	(**) [2.25221]
3	-0.05847	6.78885	2.303942	0.473941	-0.770158
	[-0.27631]	[0.59738]	[1.26755]	[0.70414]	(*) [-1.79714]
4	0.348316	11.24346	1.450219	-0.5529	-0.254743
	(*) [1.68984]	[1.04109]	[0.71364]	[-0.78742]	[-0.49748]
5	-0.155227	24.66362	5.000105	-0.306311	-0.239904
	[-0.79151]	(**) [2.20878]	(***) [2.73193]	[-0.40303]	[-0.51605]
6	-0.239047	12.03699	-2.651935	-1.163553	-0.501579
	[-1.29540]	[1.38729]	[-1.09683]	[-1.42716]	[-1.06940]
7	-0.17848	13.0252	-4.408932	-1.696428	-0.183015
	[-1.02752]	(*) [1.67683]	[-1.58195]	(**) [-2.40227]	[-0.43160]
8	-0.314641	-2.266776	0.748213	-0.623085	-1.145846
	[-1.28367]	[-0.32979]	[0.29035]	[-0.96480]	(***) [-2.74456]
9	-0.205946	0.983067	-2.207257	-0.56758	-1.037548
	[-0.88480]	[0.15850]	[-0.99307]	[-0.91850]	(**) [-2.22525]

Notas: Os valores entre colchetes [] são referentes aos valores críticos da estatística T.

Os valores críticos marcados com (*) são significantes com nível de confiança de 90%,

(**) são significantes com nível de confiança de 95% e, (***) são significantes com

nível de confiança de 99%. Pela tabela de distribuição T de Student, os valores críticos da estatística para 90%, 95% e 99% são respectivamente 1.645, 1.960 e 2.576.

Fonte: Elaboração do autor (a)

O Critério de Informação de Akaike (AIC) foi utilizado para selecionar o número de defasagens a serem incluídas na estimação. Para isso, foi estimado o mesmo modelo com períodos de defasagens diferentes (de 3 a 9 lags), e foi escolhido o modelo com nove lags, que apresentava dentre todos, o menor critério de informação de Akaike (6.08).

A estimação do VAR gerou o R-quadrado de 0.84 e o R-quadrado ajustado de 0.44, o que evidencia um bom poder de explicação do modelo.

O ICON com a defasagem de dois períodos é significativo a 99% de confiança, e com 4 períodos de defasagem é significativo com 90% de confiança. Ou seja, que o processo do ICON tem “memória” autorregressiva de curto prazo (4 meses).

O IPCA com defasagem de 2 e 5 períodos é significante a 95% de confiança, e é significante a 90% de confiança no 1º e 7º períodos. Existe relação de precedência entre o IPCA defasado em até 2 períodos com o ICON. Apesar de verificar que o IPCA é significante no 5º e no 7º períodos, esse resultado pode configurar alguma memória da variável, um ruído sem fundamento conceitual, já que o IPCA defasado em 3, 4 e 6 períodos não é significante.

O Saldo da caderneta de poupança (SALDOPOUP) possui relação de precedência com o ICON, pois sua defasagem em 5 meses é significante a 99% de confiança.

O Volume de crédito direcionado para cartão de crédito de Pessoa Física (VOL_CCREDITO_PF) é significante em sua 7ª defasagem a 95% de confiança.

O índice de commodities do Brasil (COMMODBZ) apresenta relação de precedência de curto e longo prazo com o ICON. O indicador defasado em 2 e 9 períodos é significativo a 95% de confiança, defasado em 3 meses é significativo a 90% de confiança, e defasado em 8 meses é significativo a 99% de confiança.

5.4 Função de resposta a impulsos, decomposição da variância e análise de normalidade dos resíduos

Para analisar as relações entre as variáveis macroeconômicas, e o índice de Consumo (ICON) foi estimada a função de resposta a impulsos para um período de 12 meses, transformando o VAR irrestrito em estrutural, através da decomposição de Cholesky.

O intervalo de confiança pode ser gerado de forma analítica (ex: supondo-se normalidade e adicionando/subtraindo 1,96 desvios na variável para um intervalo de 95%) ou através de simulações (ex: Bootstrap). A amostra possui um número de observações relativamente baixo, fato esse que incentivou a escolha de Simulação por Bootstrap para gerar o Intervalo de Confiança.

A seguir, os resultados encontrados na função de resposta a impulsos para 12 meses, com impulsos em ICON, IPCA, SALDOPOUP, VOL_CCREDITO_PF e COMMODBZ, e resposta em ICON:

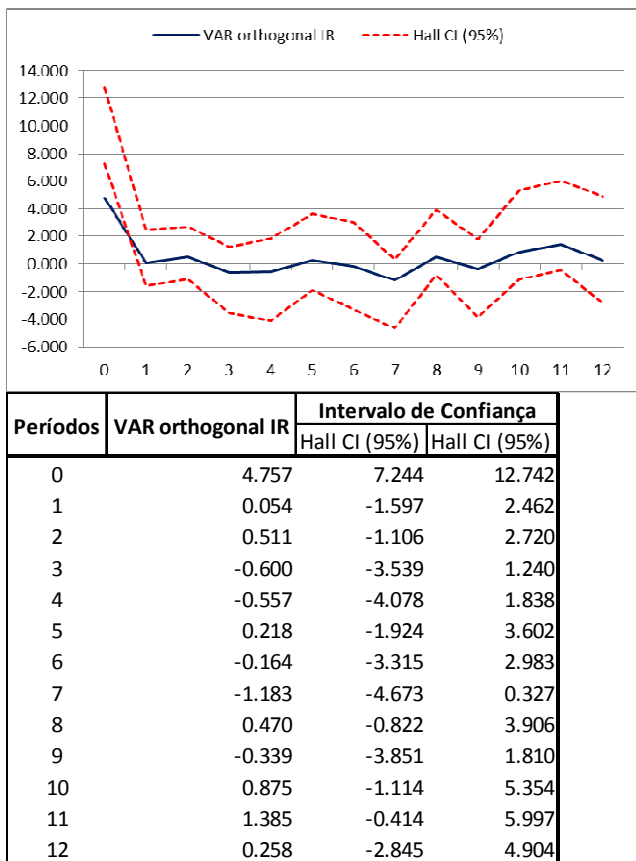


Figura 04: Impulso em ICON e Resposta em ICON

Fonte: elaboração do autor (a)

Como era esperado, um choque na variável gera resposta nela mesma em curto prazo, dada a curta memória autorregressiva identificada no VAR. O choque, porém, dissipa-se rapidamente (1 mês).

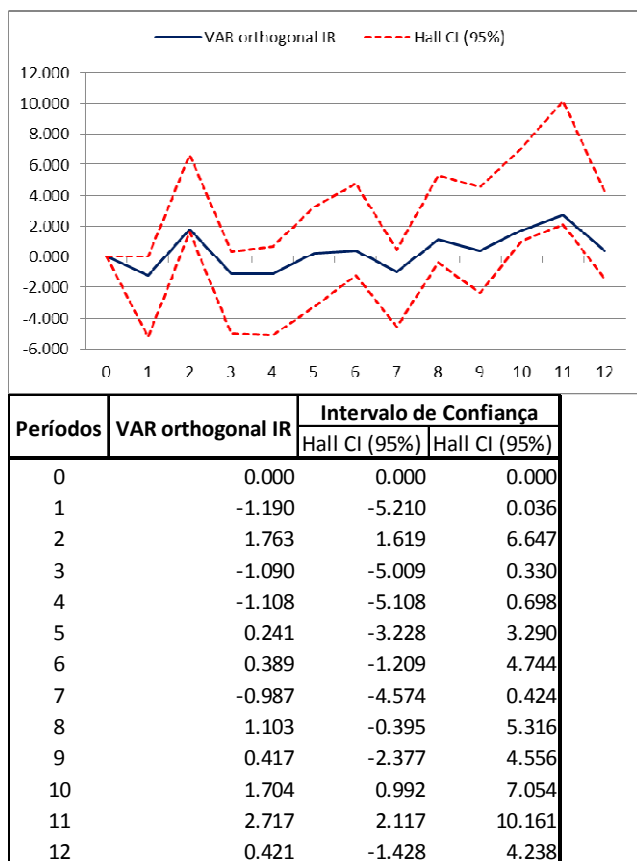


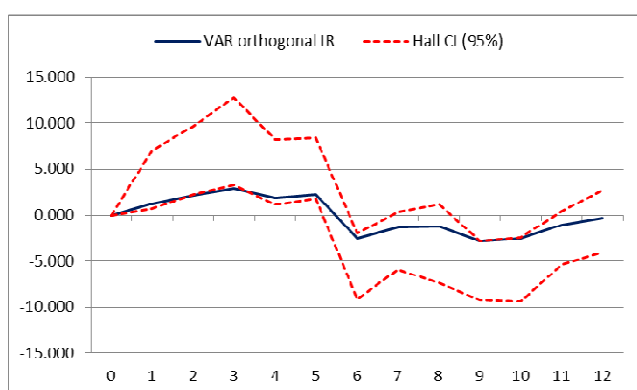
Figura 05: Impulso em IPCA e Resposta em ICON

Fonte: elaboração do autor (a)

O choque em IPCA inicialmente mostra efeito negativo em curto prazo no ICON (primeiro mês), com relação se invertendo no oitavo mês, mostrando assim uma relação positiva que se mantém ao longo do tempo.

Pela ótica da demanda apenas, o IPCA reflete o aumento da demanda agregada que em grande parte é explicada pelo consumo das famílias. O último Relatório de Inflação divulgado pelo Banco Central do Brasil em dezembro de 2012, apontou que o consumo das famílias continua robusto e que essa seria a trigésima sexta expansão consecutiva em sua base, representando o maior componente da demanda agregada.

No curto prazo percebe-se um efeito negativo no ICON a choques positivos no IPCA. Esse movimento pode ser explicado pelo possível ajuste das famílias ao aumento repentino dos preços. No longo prazo, esse movimento se ajusta, e desvios positivos no IPCA podem ser compreendidos como um sinal de aquecimento do mercado e do varejo, e conseqüentemente, teria efeitos positivos para empresas do setor do consumo no Brasil ao longo do tempo.



Períodos	VAR ortogonal IR	Intervalo de Confiança	
		Hall CI (95%)	Hall CI (95%)
0	0.000	0.000	0.000
1	1.288	0.663	7.026
2	2.190	2.216	9.648
3	2.906	3.271	12.788
4	1.892	1.145	8.165
5	2.285	1.816	8.356
6	-2.540	-9.065	-1.924
7	-1.278	-5.849	0.365
8	-1.218	-7.358	1.170
9	-2.792	-9.217	-2.755
10	-2.534	-9.412	-2.384
11	-1.087	-5.379	0.403
12	-0.350	-4.021	2.714

Figura 06: Impulso em SALDOPOUP e Resposta em ICON

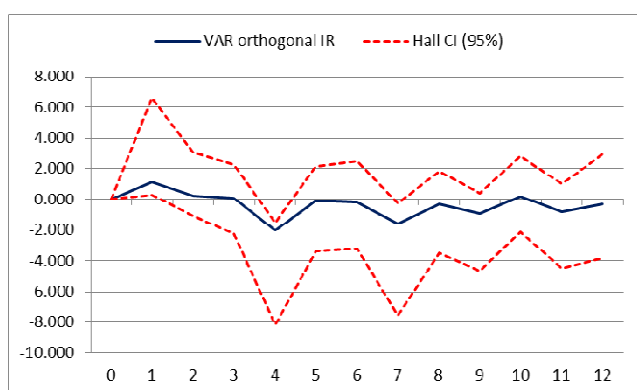
Fonte: elaboração do autor (a)

Desvios positivos no Saldo da Caderneta de Poupança, no curto prazo (até o 5º mês) refletem positivamente no ICON, e a partir do 6º mês refletem negativamente no ICON.

A Caderneta de Poupança é uma modalidade de Investimentos ainda muito popular entre as Pessoas Físicas no Brasil. De forma geral, impulsos positivos em seu saldo,

indicam aumento de renda da população. Então, inovações positivas no saldo da poupança precedem efeitos positivos no consumo.

Ademais, a partir do nono mês a relação se ajusta, e o comportamento fica em linha com o esperado, onde percebemos claramente o *trade-off* entre investir e consumir. Choques positivos na variação do saldo da caderneta de poupança geram efeitos negativos no ICON.



Períodos	VAR orthogonal IR	Intervalo de Confiança	
		Hall CI (95%)	Hall CI (95%)
0	0.000	0.000	0.000
1	1.136	0.285	6.591
2	0.242	-1.051	3.030
3	0.087	-2.234	2.271
4	-2.004	-8.149	-1.496
5	-0.070	-3.382	2.170
6	-0.190	-3.191	2.497
7	-1.588	-7.580	-0.231
8	-0.294	-3.505	1.821
9	-0.929	-4.655	0.389
10	0.183	-2.129	2.809
11	-0.787	-4.479	1.038
12	-0.296	-3.840	2.949

Figura 07: Impulso em VOL_CCREDITO_PF e Resposta em ICON

Fonte: elaboração do autor (a)

Um choque positivo no Volume de Cartão de Crédito para Pessoa Física gera, como esperado, um aumento na variação do ICON no curto prazo, dissipando-se totalmente a partir do 4º mês.

O cartão de crédito é um produto rotativo (chama-se rotativo pois o cliente tem a possibilidade de não pagar a fatura total, e financiar a dívida para pagamentos nos próximos meses) bastante comum entre os agentes bancarizados⁴, e atualmente disseminado na indústria varejista. Um volume alto nesse tipo de operação é um claro indicador de aquecimento da economia, através da demanda.

Também é importante ressaltar que os juros cobrados pelas Instituições Financeiras e Administradoras de cartão de crédito no Brasil são extremamente elevados em situações de atraso. Como os agentes do mercado financeiro tendem a antecipar movimentos, volumes altos nesse tipo de operação podem significar crescimentos insustentáveis da indústria, já que no longo prazo podem estar associadas ao aumento do nível de inadimplência.

⁴ Agentes Bancarizados são pessoas que possuem pelo menos um membro do núcleo familiar com qualquer tipo de relacionamento com um banco

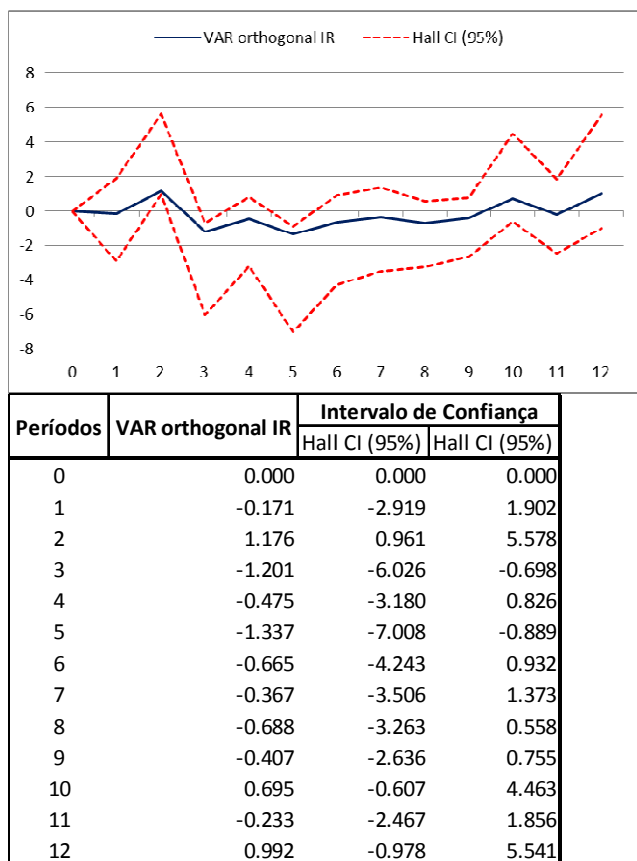


Figura 08: Impulso em COMMODBZ e Resposta em ICON

Fonte: elaboração do autor (a)

No médio prazo (entre o 3º e o 9º mês), desvios positivos no índice de commodities do Brasil afetam negativamente o ICON.

Esse movimento é esperado tendo em vista que um impacto positivo no preço das commodities pode potencialmente resultar em alta do preço das ações de empresas desse setor, como por exemplo, ações de empresas de óleo e gás (ex: Petrobras), e mineração (ex: Vale).

Pode-se considerar que na prática, exista uma troca de posições, que por questões operacionais e de custos, não é realizada no curtíssimo prazo. Esse comportamento influencia negativamente o setor de consumo de varejo.

Pela ótica fundamentalista, o impacto positivo no índice, refletido pelo aumento no preço das commodities pode gerar um impacto negativo nos resultados das empresas de consumo, pois pode aumentar o custo de produção, e o repasse do aumento do custo para o consumidor final nem sempre é imediato.

De maneira geral, verifica-se através dos testes que, o ICON é mais sensível aos efeitos de inovações nas variáveis macroeconômicas no longo prazo, mas que os efeitos variam bastante de uma variável para a outra analisada.

A análise da decomposição da variância expressa à contribuição de cada inovação no erro de previsão para cada variável, ou seja, essa análise é feita para medir em que grau os choques em ICON são explicados por SALDOPOUP, IPCA, COMMODBZ, e VOL_CCREDITO_PF.

A decomposição da variância foi gerada através de um VAR estruturado obtido pela decomposição de Cholesky, para um período de 12 meses à frente. Abaixo, os resultados encontrados:

Tabela 10: Decomposição da variância de ICON

Período	Decomposição da Variância de ICON					
	S.E.	ICON	IPCA	SALDOPOUP	VOL_CCREDITO_PF	COMMODBZ
1	4.7001	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	5.3123	78.4715	5.9273	4.3946	8.2311	2.9755
3	6.5551	51.8613	13.5961	11.0136	8.0231	15.5060
4	7.0859	45.4171	12.1208	16.6741	8.6871	17.1010
5	7.6192	39.2877	10.9365	17.7522	15.1600	16.8636
6	8.2959	33.5231	10.5187	21.3282	12.8939	21.7362
7	8.9709	29.1126	9.5670	24.4491	13.1793	23.6920
8	9.3348	28.2620	9.1762	22.8656	17.1279	22.5684
9	9.5482	28.1430	8.8109	22.2407	16.4697	24.3357
10	9.8266	26.9958	9.3420	23.6756	16.9112	23.0754
11	9.9691	26.2973	10.0845	24.1955	16.4739	22.9488
12	10.1551	25.3475	12.1654	24.3386	16.0319	22.1165

Notas: A ordem da decomposição de Cholesky é ICON, IPCA, SALDOPOUP, VOL_CCREDITO_PF, COMMODBZ

Fonte: elaboração do autor (a)

Percebe-se que, inicialmente, muito das variações em ICON são atribuída as suas próprias variações. A partir do terceiro período da análise, o Saldo da caderneta de poupança e o Índice de commodities ganham relevância, e assim, no período de 12 meses à frente apresentam praticamente o mesmo grau de importância que o próprio ICON.

Também é importante ressaltar que o IPCA mantém-se praticamente estável a partir do terceiro mês, e que o Volume de crédito para operações de cartão de crédito mantém-se estável a partir de 5º período.

Resumidamente, nota-se através dos resultados apresentados que o ICON responde as inovações em todas as variáveis macroeconômicas analisadas, e que a contribuição dessas variáveis para a volatilidade do ICON entre 2007 e 2012 varia em seu conjunto de 21.52% para 74.65%.

Os testes para verificação da normalidade dos resíduos também foi realizada. Os resultados abaixo compreendem extensões do teste de Jarque-Bera (1987) para análise multivariada. Dessa forma, é necessário escolher a fatoração dos resíduos, que pode por exemplo, utilizar a decomposição de Cholesky, conforme proposto por Lütkepohl(1991).

Para esse estudo, foram utilizados os métodos de fatorações propostos por Doornik & Hansen (2008) e Urzua (1997), já que segundo os autores, os métodos corrigem possíveis problemas causados por amostras pequenas. Abaixo, os resultados dos testes, cuja hipótese nula é a normalidade dos resíduos:

Tabela 11: Teste de Normalidade dos Resíduos

VAR - Teste de normalidade de resíduos					
Método para fatoração					
Doornik-Hansen (1994)			Urzua (1997)		
Variável	Skewness	p-valor	Variável	Skewness	p-valor
1	-0.095	0.738	1	-0.137	0.642
2	-0.335	0.243	2	-0.429	0.145
3	-0.118	0.677	3	-0.297	0.313
4	0.343	0.233	4	0.142	0.629
5	-0.246	0.388	5	-0.269	0.360
Conjunto		0.576	Conjunto		0.489
Variável	Kurtosis	p-valor	Variável	Kurtosis	p-valor
1	2.541	0.716	1	2.518	0.479
2	3.095	0.719	2	3.265	0.513
3	2.789	0.863	3	2.941	0.950
4	2.715	0.624	4	2.824	0.881
5	2.932	0.793	5	2.967	0.911
Conjunto		0.988	Conjunto		0.965
Variável	Jarque-Bera	p-valor	Variável	Jarque-Bera	p-valor
1	0.245	0.885	1	0.718	0.698
2	1.493	0.474	2	2.554	0.279
3	0.203	0.903	3	1.020	0.601
4	1.666	0.435	4	0.256	0.880
5	0.813	0.666	5	0.850	0.654
Conjunto		0.926	Conjunto		0.991

Fonte: Elaboração do autor (a)

Os resultados de ambos os teste falham em rejeitar a hipótese nula de normalidade de resíduos. Com p-valores acima de 0.05 não rejeitam a hipótese nula a 5% de significância.

6 Considerações Finais

O estudo teve como objetivo analisar a precedência de variáveis macroeconômicas no desempenho do Índice de Consumo da bolsa de valores de São Paulo.

A trajetória recente de queda de juros no Brasil, trazendo a taxa SELIC (juros básicos da economia) para patamares historicamente baixos, resulta em uma nova realidade no país, onde os investimentos em Renda Fixa não são tão atrativos como antes, e os investimentos em Renda Variável tornam-se uma real alternativa para aplicações financeiras com maior expectativa de retorno.

A crise econômica global, também chamada de crise do subprime, teve seu início em meados de 2007 e seus efeitos são percebidos pelas economias até hoje. Com o cenário externo adverso, as empresas no Brasil que dependem do mercado estrangeiro como grande gerador de receitas são as mais impactadas. Como resultado da crise, as empresas do setor de commodities apresentaram uma grande queda em suas exportações, e altas desvalorizações nos preços de suas ações negociadas no mercado aberto.

Esse novo cenário aliado aos efeitos da crise econômica de 2008, traz o setor de consumo na Bovespa como uma possibilidade de maior desempenho financeiro, tendo em vista seu foco direcionado ao mercado interno.

Diversos estudos foram publicados com o objetivo de analisar relações entre variáveis econômicas e o desempenho dos mercados acionários de países, através de vetores autorregressivos, ou até mesmo outras abordagens metodológicas. Sims (1980) afirma

que modelos econômicos são muito complexos, e que modelos multivariados são mais adequados para esses casos.

Com relação ao caso brasileiro, o artigo de Meurer (2005) investiga inter-relações entre o fluxo de capital estrangeiro e o desempenho da Bovespa, através de diversas variáveis macroeconômicas incluídas como variáveis explicativas na regressão em que o Ibovespa, é a variável dependente.

Não foi encontrado na literatura um modelo VAR que vise analisar relações de precedência entre variáveis macroeconômicas e o Índice de Consumo da bolsa de valores de São Paulo, sendo este o único trabalho desenhado para este fim.

Verificou-se através de um modelo de vetor autorregressivo com nove defasagens, as relações entre quatro variáveis macroeconômicas e o ICON. Todas as variáveis (inclusive o ICON) mostraram-se significantes para o modelo.

Os resultados da Função Impulso Resposta estão dentro do esperado, sendo o ICON geralmente mais sensível às inovações nas variáveis no longo prazo.

O choque em IPCA, inicialmente com efeito negativo no ICON, inverte sua relação evidenciando uma relação positiva que se mantém em 12 meses; enquanto choques positivos na variação do saldo da caderneta de poupança geram efeitos negativos no ICON no longo prazo.

O Volume de Cartão de Crédito para Pessoa Física possui uma relação positiva com o ICON curto prazo dissipando-se totalmente a partir do 4º mês, enquanto desvios positivos no índice de commodities do Brasil afetam negativamente o ICON no médio prazo.

Através da decomposição da variância, conclui-se que o ICON responde aos impulsos em todas as variáveis macroeconômicas analisadas, e que a contribuição dessas variáveis para a sua volatilidade em um período de 12 meses varia de 21.52% para 74.65%.

Após a análise dos resultados, concluiu-se que, apesar os resultados gerados estarem aderentes à intuição econômica, trabalhos futuros podem replicar o modelo com um maior número de observações, para melhorar a qualidade da estimação, principalmente com relação à estimação do intervalo de confiança pelo método de bootstrap.

Em suma, o presente estudo tem como objetivo ampliar os horizontes de conhecimentos sobre o mercado financeiro brasileiro, contribuindo de forma pioneira com análises de relações temporais entre o índice de consumo desenvolvido pela BM&F Bovespa e variáveis macroeconômicas.

Anexos

Quadro 01: Matriz de Correlação entre as variáveis

Correlação das variáveis	ICOM	CREDITO	CDI	COMM_ ENER	COMMOMI BZ	CONFI_ BZ	CONSU_ ENER	CONSU_ ENER_ G	CONSU_ ENER_ COMERCIAL	DESE_ EUA	DESE_ DIO	DOLAR	IBOV	IED_ B	IED_ PI INADIMP_ SNI	INPC_ IPCA	IPCALU	MAS	OUNO	PIB_ B SAUDO Z	POUP_ UIOS	VEIC_ VENDIA_ NOM	VENDA_ REAL	VOL_ BOV	VOL_ CCRB_ DITO_ PF	VOL_ PF_ VOL_ PI	ESTRANG_ BOV				
ICOM	1,00																														
CREDITO	0,08	1,00																													
CDI	-0,15	0,52	1,00																												
COMM_ ENER	-0,03	-0,08	-0,01	1,00																											
COMMOMI BZ	-0,11	-0,03	-0,06	0,46	1,00																										
CONFI_ BZ	-0,05	-0,32	-0,22	0,07	0,03	1,00																									
CONSU_ ENER BZ	0,16	0,11	0,20	0,14	-0,03	-0,05	1,00																								
CONSU_ ENER COMERCIAL	0,05	0,02	0,00	-0,02	0,14	0,06	0,68	1,00																							
CPI	0,10	-0,08	0,07	0,55	0,06	0,05	0,17	-0,14	1,00																						
DESE_ EUA	-0,18	-0,06	-0,04	-0,34	-0,26	-0,03	-0,14	-0,09	-0,18	1,00																					
DIO	0,66	0,31	-0,02	-0,04	-0,03	-0,12	0,26	0,13	0,13	-0,12	-0,26	1,00																			
DOLAR	-0,60	-0,18	-0,01	-0,04	0,21	0,04	0,05	0,17	-0,33	0,01	-0,56	0,69	1,00																		
IBOV	0,82	0,14	-0,13	-0,02	-0,05	-0,05	0,06	0,06	0,16	-0,08	0,73	-0,69	1,00																		
IED	-0,02	0,08	-0,01	-0,02	0,04	0,05	-0,12	-0,16	-0,01	0,12	0,02	-0,04	0,07	1,00																	
IED_ PI	-0,04	0,01	0,02	-0,10	0,13	0,00	-0,13	-0,03	-0,08	0,04	0,09	0,05	0,04	0,58	1,00																
INADIMP_ SNI	0,15	0,13	-0,14	-0,35	-0,30	-0,13	-0,11	-0,08	-0,19	0,32	0,01	-0,11	0,08	-0,25	-0,07	1,00															
INPC	-0,14	-0,03	-0,05	0,30	0,19	-0,18	-0,20	-0,10	0,22	0,07	-0,09	-0,03	-0,10	-0,09	-0,02	-0,07	1,00														
IPCALVRE	-0,11	-0,12	-0,12	0,30	0,23	-0,08	-0,17	-0,01	0,23	-0,03	-0,08	-0,01	-0,09	-0,08	0,01	-0,06	0,92	1,00													
IPCA	-0,14	-0,14	-0,08	0,32	0,24	-0,03	-0,14	0,01	0,18	-0,01	-0,13	-0,02	-0,08	-0,02	0,05	-0,15	0,91	0,93	1,00												
MAS	0,67	0,25	-0,02	-0,04	-0,08	-0,14	0,25	0,11	0,21	-0,12	0,91	-0,63	0,76	0,05	0,10	0,05	-0,02	0,00	-0,04	1,00											
OUNO	-0,22	-0,17	-0,09	-0,08	0,11	0,00	-0,12	0,13	-0,17	-0,03	-0,29	0,39	-0,19	-0,11	0,14	-0,19	-0,09	-0,08	-0,04	-0,36	1,00										
PIB_ BZ	0,16	0,29	0,51	0,18	-0,20	-0,21	0,36	0,03	0,16	0,00	0,07	-0,10	0,00	-0,04	-0,13	-0,30	-0,16	-0,22	-0,16	0,09	-0,20	1,00									
SAODOUP	-0,04	-0,06	0,02	-0,10	0,24	0,05	-0,15	0,07	-0,34	0,06	0,07	0,02	0,07	0,10	0,02	-0,30	-0,16	-0,22	-0,16	0,04	-0,01	-0,20	1,00								
VEICUOS	0,07	0,33	0,61	0,08	-0,11	-0,09	0,26	0,06	0,19	-0,03	0,11	-0,11	0,09	0,01	0,00	-0,19	-0,15	-0,18	-0,09	0,18	-0,11	0,53	0,02	1,00							
VENDA_ NOM	-0,10	0,00	0,05	-0,11	-0,10	0,09	-0,16	-0,15	0,00	0,13	-0,07	0,04	-0,02	0,01	-0,09	0,06	-0,12	-0,13	-0,14	-0,10	-0,07	-0,12	0,11	0,07	1,00						
VENDA_ REAL	-0,09	0,03	-0,08	-0,09	0,04	-0,06	-0,15	0,02	-0,04	0,22	0,06	-0,03	0,09	0,06	0,13	0,22	0,30	0,27	0,28	0,11	0,00	-0,11	0,05	-0,04	0,22	1,00					
VOL_ BOV	0,11	0,30	0,34	0,08	-0,06	0,06	0,12	0,03	0,25	-0,08	0,11	-0,21	0,16	0,15	0,14	0,02	-0,05	-0,07	0,00	0,21	-0,02	0,29	-0,22	0,31	-0,13	0,13	1,00				
VOL_ CREDITO_ PF	-0,12	-0,23	-0,40	-0,04	-0,02	0,05	-0,10	-0,05	0,17	0,05	-0,20	0,10	-0,05	-0,08	0,01	0,24	0,06	0,14	0,10	-0,18	0,23	-0,29	-0,47	-0,45	-0,13	0,00	-0,04	1,00			
VOL_ PF	-0,04	0,09	0,33	0,28	0,03	0,02	0,12	0,12	0,00	0,26	0,01	0,04	-0,17	0,07	-0,09	0,07	-0,05	0,04	-0,05	0,06	0,03	-0,03	0,44	-0,10	0,29	0,02	0,14	0,45	-0,03	1,00	
VOL_ PI	-0,34	0,04	0,12	0,06	0,13	0,05	0,13	0,19	-0,30	0,08	-0,21	0,50	-0,35	0,00	-0,04	-0,29	-0,10	-0,14	-0,08	-0,31	0,13	0,14	0,39	0,07	0,03	-0,11	-0,11	-0,18	0,21	1,00	
ESTRANG_ BOV	0,07	0,03	-0,07	-0,08	-0,07	0,08	-0,02	0,22	-0,15	0,03	-0,06	0,10	-0,06	-0,22	0,03	0,20	0,08	0,13	0,11	-0,06	0,05	0,13	-0,14	0,04	0,08	0,00	0,01	-0,02	0,12	0,08	1,00

Fonte: Elaboração do autor (a)

Referências Bibliográficas

- AHMED, SHAHID, 2008. Aggregate Economic Variables and Stock Markets in India. International Research Journal of Finance and Economics 14. 141-164.
- AKAIKE, H., 1974. A new look at the statistical identification model. Automatic control 19. 716-723
- AKASH ET AL, 2011. Co-integration and causality analysis of dynamic linkage between economic forces and equity market: An empirical study of stock returns (KSE) and macroeconomic variables (money supply, inflation, interest rate, exchange rate, industrial production and reserves). African Journal of Business Management 27. 10.940-10.964
- AL-SHARKAS, ADEL, 2004. The dynamic relationship between macroeconomic factors and the Jordanian stock market. International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies 1.
- ALI, IMRAN ET AL, 2010. Causal relationship between macro-economic indicators and stock exchange prices in Pakistan. African Journal of Business Management 3. 312-319
- ANBIMA, Dezembro de 2012. Fundos de Investimentos - Consolidado Mensal por Tipo de Indústria (Patrimônio Líquido).
- AYDEMIR, OGUZHAN & DEMIRHAN, ERDAL, 2009. The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Turkey. International Research Journal of Finance and Economics 23.450-2.887

- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Junho de 2004. Relatório de Inflação. Vol. 06.
Número 2. 1-157
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Junho de 2010. Relatório de Inflação. Vol. 12.
Número 2. 1-147
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Setembro de 2012. Relatório de Inflação. Vol. 14.
Número 3. 1-147
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Dezembro de 2012. Relatório de Inflação. Vol. 14.
Número 4. 1-137.
- BILSON, BRAILSFORD & HOOPER, 2001. Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. Pacific-Basin Finance Journal 9. 401-426.
- BOX, G.E.P. & JENKINS, G. M., 1970). Time series analysis: forecasting and control. Holden Day: San Francisco.
- BUENO, RODRIGO DE LOSSO DA SILVEIRA, 2012. Econometria de séries temporais. Cengage learning. 2ª edição.
- CHEN, ROLL & ROSS (1986). Economic forces and the stock market. Journal of business 59. 383-406.
- DICICCIO, THOMAS J. & EFRON, BRADLEY, 1996. Bootstrap Confidence Intervals. Statistical Science 11. 189-212.
- DICKEY, D.A. & W.A. FULLER, 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association 74. 427-431.

- DICKEY, D.A. & W.A. FULLER, 1981. Likelihood ratio statistics for Autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49. 1057-1072.
- DOORNIK, JURGEN A. & HANSEN, HENRIK, 2008. An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 70. 927-939.
- EFRON, BRADLEY, 1979. Bootstrap methods: Another look at the jackknife. *The annals of statistics* 7. 1-26.
- EFRON B. & TIBSHIRANI, R., 1986. *Statistical science* 1. 54-77.
- ENDERS, W., 2004. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons. 2nd Edition. United States
- ENGLE, R.F, GRANGER, C.W.J, 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55. 251-276.
- ENGLE , R.F. & C.W.J. GRANGER, 1991. Long-run economic relationships: Readings in cointegration. Oxford University Press. Oxford.
- FAMMA, E. F., 1977. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics* 5, 115-146.
- FAMA, E.F., 1981. Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review* 71, 545–565.
- GRANGER, C.W.J. 1981. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics* 16. 121-130.

- GRANGER, C.W.J. & P. NEWBOLD, 2001. Macroeconometrics: Past and Future. *Journal of Econometrics* 100. 17-19.
- GUJARATI, DAMODAR N., 2004. *Basic Econometrics*. The McGraw-Hill 4th edition.
- HALL, PETER, 1992. *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*. Springer. New York.
- HARVEY, ANDREW C., 1993. *Time Series Models*. Cambridge-Massachusetts: The MIT Press. 2nd edition.
- HONDROYIANNIS, G. & E. PAPAPETROU, 2001.. Macroeconomic Influences on the Stock Market. *Journal of Economics and Finance* 25. 33-49.
- IBRAHIM, MANSOR H., 1999). Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis. *Asian Economic Journal* 13. 219-231.
- JARQUE, CARLOS M. & BERA, ANIL K., 1987. A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review* 55. 163-172.
- JOHANSEN, S., 1991. Estimation and Hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59. 1551-1580.
- JOHANSEN, S., 1995. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, Oxford.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, KATARINA., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52. 169-210.

- JUDGE, GEORGE G. ET. AL, 1988. Introduction to the theory and practice of econometrics. John Wiley & Sons. 2nd edition
- KANDIR, SERKAN YILMAZ, 2008. Macroeconomic Variables, Firm Characteristics and Stock Returns: Evidence from Turkey. International Research Journal of Finance and Economics 16. 1.450-2.887.
- KENNEDY, PETER, 2008. A guide to econometrics. Simon Fraser University: Blackwell Publishing, 6th edition.
- KILIAN,LUTZ, 1998. Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions. The Review of Economics and Statistics 80. 218-230
- KILIAN,LUTZ, 1999. Finite-Sample properties of percentile and percentile-t bootstrap confidence intervals for impulse responses. The Review of Economics and Statistics 81. 652-660
- KIRCHGASSNER GEBHARD & WOLTERS, JURGEN, 2008. Introduction to Modern Time Series Analysis. Springe. Berlin
- KYEREBOAH-COLEMAN, ANTHONY & AGYIRE-TETTEY, KWAME F, 2008. Impact of macroeconomic indicators on stock market performance: The case of the Ghana Stock Exchange.The Journal of risk finance 9. 365-378.
- KWON, CHUNG S. & SHIN, TAI S., 1999. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. Global Finance Journal 10. 71-81.

- LAMOUNIER, WAGNER MOURA & NOGUEIRA, ELSE MONTEIRO, 2006. Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos. *Revista de Contabilidade e Finanças* 43. 34-48.
- LAOPODIS, NIKIFOROS T., 2006. Dynamic Interactions among the Stock Market, Federal Funds Rate, Inflation, and Economic Activity. *The Financial Review* 41. 513—545.
- LINTNER, JOHN, 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics* 47. 13-37
- LÜTKEPOHL, H., 1991. Introduction to Multiple Time Series Analysis. *Journal of Applied Econometrics* 8. 325-326.
- MARGARIDO, MARIO A., 2004. Teste de cointegração de Johansen utilizando o SAS®. *Agric. São Paulo* 51.87-101.
- MARKOWITZ, HARRY, 1952. Portfolio Selection. *Journal of Finance* 7, 77-91.
- MEURER, ROBERTO, 2005. Fluxo de capital estrangeiro e desempenho do Ibovespa. *Revista Brasileira de Finanças* 4. 345-361.
- NISHAT M. & SHAHEEN R., 2004. Macroeconomic factors and Pakistani equity market. *The Pakistan Development Review* 43. 619-637.
- PHILLIPS, P.C.B., 1987. Time series regression with a unit root. *Econometrica* 55. 277-301
- PHILLIPS, P.C.B. & PERRON, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75. 335-346

- PHILLIPS, P.C.B. & S. OULIARIS, 1990. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica* 58. 165-193.
- PILINKUS, DONATAS & BOGUSLAUSKAS, VYTAUTAS, 2009. The short-run relationship between Stock Market prices and Macroeconomic Variables in Lithuania: An Application of the Impulse Response Function. *Economics of Engineering Decisions* 5. 1.392-2.785
- PINDYCK, R.S. & RUBINFELD, D.L., 1998. *Econometric Models and Economic Forecasts*. McGraw-Hill. 4th edition. New York.
- ROSS, STEPHEN, 1976. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory* 13. 341–360.
- RUNKLE, DAVID E., 1987. Vector Autoregression and reality. *Journal of Business & Economic Statistics*. 05.437-442.
- SCHWARZ, GIDEON, 1978. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics* 6. 461-474.
- SHARPE, WILLIAM F., 1964. A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance* 19, 425-442.
- SIMS, CHRISTOPHER A., 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48. 1-48
- SSNER, GEBHARD KIRCHG & WOLTERS, J. RGEN, 2012. *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Springer. 2nd Edition.
- STOCK, JAMES H. & WATSON, MARK W., 2001. Vector autoregressions. *The Journal of Economic Perspectives* 15. 101-115.

TODA, H., PHILLIPS, P.C.B., 1993. Vector autoregressions and causality. *Econometrica* 61.1367-1394.

URZUA, CARLOS M., 1997. Omnibus tests for multivariate normality based on a class of maximum entropy distributions. *Applying Maximum Entropy to Econometric Problems (Advances in Econometrics)* 12. 341-358.

VARTANIAN, PEDRO RAFFY, 2012. Impactos do Índice Dow Jones, Commodities e Câmbio sobre o Ibovespa: uma Análise do Efeito Contágio. *RAC* 16. 608-627

WOOLDRIDGE, JEFFREY M., 2003. *Introductory Econometrics: A modern approach*. Michigan - IE-Thomson.