



Revista de Administração - RAUSP

ISSN: 0080-2107

rausp@edu.usp.br

Universidade de São Paulo

Brasil

Rogers, Pablo; Sousa Ribeiro, Kárem Cristina de; Ferreira de Sousa, Almir
Impactos de fatores macroeconômicos nas melhores práticas de governança corporativa no Brasil
Revista de Administração - RAUSP, vol. 42, núm. 3, julio-septiembre, 2007, pp. 265-279
Universidade de São Paulo
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=223417438001>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Impactos de fatores macroeconômicos nas melhores práticas de governança corporativa no Brasil

*Pablo Rogers
Kárem Cristina de Sousa Ribeiro
Almir Ferreira de Sousa*

RESUMO

A literatura aponta que o desenvolvimento do mercado de capitais depende da instituição de boas práticas de governança corporativa, o que em si dinamizaria o crescimento econômico do país. A adoção de modelos de governança corporativa eficazes pode aumentar a liquidez, o volume de negociação e a valorização, bem como reduzir a volatilidade das ações das empresas, diminuindo assim a exposição dos retornos das ações a fatores macroeconômicos. Neste trabalho, tem-se como objetivo investigar se práticas de governança corporativa superiores reduzem a exposição dos retornos das ações a riscos externos, essencialmente a fatores macroeconômicos. Para o alcance desse objetivo, foram feitas análises comparativas do Índice de Governança Corporativa (IGC) e do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) em relação às variáveis macroeconômicas constantes na literatura que mais influenciam o mercado de capitais nacional. Em termos metodológicos, procedeu-se a uma pesquisa descritiva do tipo quantitativa: foram estimados modelos em diferenças por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), modelos em quase-diferenças por Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF). Pela metodologia empregada, há indícios de que melhores práticas de governança corporativa, medidas pelo IGC, reduzem a exposição dos retornos das ações a fatores macroeconômicos.

Palavras-chave: governança corporativa, mercado de capitais, IGC, Ibovespa.

1. INTRODUÇÃO

A governança corporativa é uma ampla área de pesquisa, que envolve finanças, economia e direito. Sua ascensão é algo recente na academia e no mundo corporativo, entretanto há uma profusão de pesquisas internacionais e nacionais que trata o tema em diferentes questões. Segundo Andrade e Rossetti (2004), são cinco as questões-chave enfatizadas sobre o tema: os conflitos de

Recebido em 08/novembro/2005
Aprovado em 29/setembro/2006

Pablo Rogers, Doutorando em Administração na área de Finanças da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, Mestre em Administração, Especialista em Estatística Aplicada, Graduado em Ciências Contábeis e Economia pela Universidade Federal de Uberlândia, é Professor na área de Finanças e Contabilidade da Universidade Federal de Viçosa (CEP 36571-000 — Viçosa/MG, Brasil).
E-mail: msc_pablo@yahoo.com.br
Endereço:
Universidade Federal de Viçosa
Departamento de Administração
Rua P.H. Rolfs, s/n
Campus Universitário
36571-000 — Viçosa — MG

Kárem Cristina de Sousa Ribeiro, Mestre, Doutora e Pós-Doutora em Administração na área de Finanças pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, é Professora de Finanças da Universidade Federal de Uberlândia (CEP 38408-668 — Uberlândia/MG, Brasil).
E-mail: kribeiro@ufu.br

Almir Ferreira de Sousa, Livre-Docente pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP), é Professor Associado do Departamento de Administração, área de Finanças, da FEA-USP (CEP 05508-010 — São Paulo/SP, Brasil), Diretor da Fundação Instituto de Administração (FIA), Coordenador do Curso de Capacitação Gerencial e MBA Gestão Empresarial da FIA e Diretor da Associação Beneficente Anhembi (ABA).
E-mail: abrolhos@usp.br

agência, os custos de agência, os direitos assimétricos, o alinhamento de interesses e os mecanismos de controle.

Das cinco questões centrais, as mais destacadas na literatura especializada, as mais pesquisadas e as que, em essência, conduzem às outras três, são as duas primeiras, relacionadas aos conflitos e aos custos de agência (ANDRADE e ROSSETTI, 2004, p.98). A hipótese da maioria das pesquisas sobre governança na área de finanças é buscar descobrir uma estrutura mais eficiente de governança que mitigue os conflitos de agência com menores custos possíveis, de forma que diminua a diferença entre o valor da companhia caso fosse operada de forma ótima e sua avaliação atual de mercado (SILVEIRA, 2002, p. 6). Na verdade, de acordo com Silveira (2004, p.13), a relação entre estruturas de governança corporativa e desempenho das empresas tem sido o foco da maior parte dos estudos sobre o tema no Brasil e no mundo.

O pressuposto é que padrões elevados de governança corporativa levam à maximização da riqueza dos acionistas e, no limite o equilíbrio, dos interesses dos *stakeholders*, *ceteris paribus*. Esse pressuposto, por si, levaria a uma maior capitalização das ações das empresas no mercado de capitais com efeitos positivos para o crescimento econômico do país. Afirmando isso, Andrade e Rossetti (2004), Monforte (2004) e a Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2003) sustentam que a governança corporativa é um dos determinantes do crescimento econômico das nações.

Adicionalmente, para os investidores e para as empresas, outra hipótese ainda não testada com abrangência no mercado de capitais brasileiro, e que se levanta quanto aos benefícios da adoção de melhores práticas de governança corporativa, é que a sua instituição pode reduzir os retornos das ações a riscos externos, essencialmente a fatores macroeconômicos (SROUR, 2002, p.18; CARVALHO, 2003, p.1; MONFORTE, 2004, p.16). Srou (2002) encontrou evidência de melhor desempenho das empresas que adotam melhores práticas de governança corporativa (menor volatilidade dos retornos das ações) em momentos de choque de retornos negativos, como na Crise de 11 de Setembro. Carvalho (2003) encontrou evidência empírica positiva da redução à exposição ao câmbio para as empresas que migraram para os níveis de governança da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa).

Neste trabalho, tem-se como objetivo principal testar a hipótese de que práticas de governança corporativa reduzem a exposição dos retornos das ações a fatores macroeconômicos. Para tanto, realizou-se uma análise comparativa da dinâmica das sensibilidades do Índice de Governança Corporativa (IGC) e do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa — IBO) em relação a Câmbio, Índice Dow Jones, Risco-Brasil, uma *proxy* do Produto Interno Bruto (PIB) Real e a Taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic). As diferenciações de melhores e piores práticas de governança serão dadas pela análise comparativa do IGC *vis-à-vis* o IBO. Empresas que são indexadas no IGC comprometeram-se volun-

tariamente (auto-regulação), por meio de um contrato privado com a Bovespa, a se adequar a melhores práticas de governança corporativa. Desse modo, diante do objetivo, será analisado se o IGC ou o IBO é menos explicado pelas variáveis macroeconômicas selecionadas (menos expostos aos fatores macroeconômicos), sempre tendo em mente que o IGC é o parâmetro de boas práticas de governança corporativa. Nesse sentido, definem-se as hipóteses subjacentes à presente pesquisa da seguinte forma:

• **Hipótese Nula ($H_{0,1}$ 1)**

Práticas de governança corporativa diferenciadas, medidas pelo IGC, não tornam os negócios mais seguros e menos expostos a riscos externos, essencialmente a fatores macroeconômicos.

• **Hipótese Alternativa ($H_{1,1}$ 1)**

Práticas de governança corporativa diferenciadas, medidas pelo IGC, tornam os negócios mais seguros e menos expostos a riscos externos, essencialmente a fatores macroeconômicos.

Este artigo está estruturado em quatro outras seções, além desta, em que se apresentam as justificativas, os objetivos e a hipótese da pesquisa. Na próxima seção, desenvolve-se a fundamentação teórica, que busca apresentar a perspectiva teórica e conceituar governança corporativa. Na seção três, são apresentadas as variáveis do estudo, assim como uma discussão dos procedimentos quantitativos utilizados. Na seção quatro, são apontados os resultados e as implicações dos resultados. Na seção cinco, conclui-se o trabalho com as relativas considerações finais.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A economia clássica concebe a firma como uma função de produção em condições de restrições, segundo a qual produtores maximizam seus lucros e consumidores, suas utilidades. Entretanto, para a maximização dos lucros e da utilidade, assumem-se as seguintes hipóteses:

- os agentes econômicos têm informação perfeita sobre os preços correntes e futuros, produtos e serviços;
- os agentes são tomadores de preços sem capacidade de os afetar;
- existe perfeita mobilidade de fatores de produção e dos agentes econômicos de forma que não possa haver arbitragem;
- não existem economias de escala e de escopo;
- não existem externalidades na produção ou no consumo, como impostos diferenciados para produtores e consumidores, e entre esses;
- todos os bens têm substitutos perfeitos.

Contrariamente à economia clássica, a Nova Economia Institucional (NEI) considera a empresa como uma unidade produtiva geradora de custos de produção, além de adotar uma visão contratual da firma ao considerá-la como um complexo de contratos que intrinsecamente não consegue englobar todas as características relevantes das transações, gerando custos contratuais tanto *ex ante* como *ex post*. Alchian e Demsetz (1972, p.794) foram os primeiros a sugerir essa visão das organizações como um complexo de contratos: “a essência da firma clássica é identificada aqui como uma estrutura contratual [...] que surge como um meio para alcançar a eficiência da organização”.

Para Williamson (1985, p.24), as formas de análises contratuais estão divididas em duas partes: monopólio e eficiência. As formas do monopólio baseiam-se na análise da estrutura econômica clássica e possuem quatro abordagens para a análise contratual (alavancagem, discriminação de preços, barreira de entrada e comportamento estratégico): são examinados os clientes e as restrições quanto à manutenção do preço de revenda, à negociação exclusiva, à integração vertical, em relação aos compradores e aos concorrentes (ou rivais).

No lado da eficiência do contrato, desenvolve-se todo o arcabouço teórico da Nova Economia Institucional/Governança Corporativa, subdividindo-se nas teorias dos Incentivos e dos Custos de Transação. No lado dos Incentivos, as abordagens dos Direitos de Propriedade e a Teoria de Agência consideram a análise contratual *ex ante*. Enquanto no lado dos Custos de Transação, as abordagens das Estruturas de Governança e Mensuração consideram não somente os custos *ex ante*, como também os custos *ex post* provenientes das relações contratuais.

Nos estudos sobre governança corporativa, normalmente aplica-se uma perspectiva de agência, entendida como o potencial de expropriação da riqueza dos investidores pelos gestores numa situação de separação de controle e propriedade, ou como o potencial de expropriação da riqueza dos acionistas minoritários pelos acionistas controladores numa situação em que os controladores exercem poder quase total sobre os gestores. Nessa perspectiva, a chave é criar mecanismos de controle *ex ante* que inibam esses dois tipos de expropriação e minimizem os custos *ex post*.

Jensen e Meckling (1976, p.310) definem uma relação de agência como “um contrato onde uma ou mais pessoas — o principal — emprega uma outra pessoa — o agente — para realizar algum serviço ou trabalho em seu favor, envolvendo a delegação de alguma autoridade de decisão para o agente”. Dessa relação, originam-se conflitos, em essência devido à separação entre controle e propriedade e por inexistir contrato completo e agente perfeito.

Berle e Means (1932) enfatizam a separação entre propriedade e controle nas empresas, como paradigma central da teoria econômica, ao enunciarem a divergência de interesses entre administradores e proprietários com possível desvio do objetivo de maximização dos lucros. Salientam que o nível tecnológico fazia com que as empresas fossem tão grandes

que, conseqüentemente, não podiam manter-se nas mãos de um único proprietário. Em outra medida, devido à escassez de recursos, a propriedade de empresas estaria pulverizada e, dessa forma, haveria um fortalecimento do poder dos gestores para agir em seus próprios interesses e não no interesse dos acionistas — estaria assim decretado o “divórcio” entre propriedade e controle nas empresas (OKIMURA, 2003, p.11).

A inexistência de contrato completo foi exposta originalmente por Klein (1983). Segundo ela, seus fundamentos justificam-se pelas próprias características dos ambientes de negócios, crescentemente imprevisíveis, sujeitos a turbulências e a efeitos contágio, que podem ser comprometedores de resultados (ANDRADE e ROSSETTI, 2004, p.101-102). Considerando, portanto, esse ambiente de incertezas, Klein (1983) afirma que os contratos perfeitos e completos, abrangendo todas as contingências e as respostas às mudanças e aos desafios do ambiente de negócios, simplesmente não existem, por três razões essenciais: o grande número de contingências possíveis; a multiplicidade de reações às contingências e a crescente frequência com que as contingências imprevisíveis passaram a ocorrer. Nesse sentido, segundo Andrade e Rossetti (2004, p.102), outorga-se aos gestores, mais do que a execução de ações previsíveis, o direito residual de controle da empresa, resultante do livre-arbítrio para a tomada de decisões não previstas. Esse **juízo gerencial** pode favorecer mais os objetivos dos gestores do que os dos acionistas, gerando conflitos de agência.

A inexistência de agente perfeito, segunda razão dos conflitos de agência, pode ser definida como uma hipótese de natureza humana. A natureza humana é utilitarista e racional, conduzindo os indivíduos a maximizarem uma função utilidade mais para as próprias preferências e para os próprios objetivos.

Os conflitos de agência não ocorrem apenas entre controladores e gestores, mas também entre acionistas minoritários e acionistas majoritários. Este último conflito se origina devido à assimetria de direitos resultantes da existência de mais de uma classe de votos ou do uso discricionário do poder exercido pelos majoritários em detrimento dos interesses dos minoritários (ANDRADE e ROSSETTI, 2004, p.107). Na verdade, como encontram La Porta *et al.* (1998; 1999; 2000; 2002), esse é o principal conflito de agência existente na maioria dos países, inclusive no Brasil.

De acordo com Andrade e Rossetti (2004, p.108), a existência de assimetria de direitos permite que os acionistas controladores definam estratégias e diretrizes para a corporação que beneficiam interesses próprios, contrariando os direitos dos demais acionistas que estão apartados do controle da firma. A gestão do grupo dominante pode levar a diferentes formas de expropriação, destacando-se as seguintes:

- sobreposição do controle e da gestão, com objetivos de privilegiar interesses próprios;
- pagamentos excessivos de salários ou de outros benefícios, diretos e indiretos, aos controladores dirigentes;

- autoneomações ou nepotismo para cargos nos conselhos e outros órgãos corporativos, desconsiderando-se qualificações e méritos requeridos;
- transações a preços privilegiados (altos para aquisições e baixos para vendas) com outras empresas pertencentes ao grupo controlador;
- uso fechado de informações privilegiadas;
- acesso a empréstimos tomados da corporação, em condições privilegiadas;
- acesso a benefícios em transações pessoais, com uso do alto poder de barganha ou do prestígio da corporação no ambiente de negócios (ANDRADE e ROSSETTI, 2004, p. 108).

De acordo com Andrade e Rossetti (2004, p.103), a inexistência de contratos completos e agente perfeito abrem espaço para o desalinhamento entre os interesses dos acionistas e os dos gestores (e entre acionistas), levando à ocorrência de duas diferentes categorias de custos de agência: custos atribuíveis ao oportunismo dos gestores e custos incorridos pelos acionistas para o controle da gestão.

Com existência de custos decorrentes dos conflitos de agência, torna-se necessário estabelecer mecanismos de controle *ex ante* para que o processo de governança corporativa institua-se de forma a alinhar os interesses das partes envolvidas e minimizar os custos *ex post*. Os mecanismos de controle estabelecidos sintetizam os resultados de todas as formas de ativismo por boas práticas de governança e são resultado da reação de agentes que se consideram “traídos em seus direitos por conflitos de interesses, por oportunismo perverso, por juízos gerenciais orientados para objetivos dos próprios gestores, pelas variadas formas de expropriação e pela inexistência de monitoramentos eficazes” (ANDRADE e ROSSETTI, 2004, p.114). Os mecanismos de controle podem ser classificados em duas categorias: interno e externo. Os mecanismos internos são aqueles instituídos no ambiente interno da empresa, e os externos instituídos pelo mercado como um todo (ambiente externo). Em síntese, citam-se os seguintes mecanismos de controle:

- **mecanismos internos** — estrutura de propriedade, estrutura de capital, conselhos de administração, sistema de remuneração dos executivos, monitoramento compartilhado, estruturas multidivisionais de negócios;
- **mecanismos externos** — ambiente legal e regulatório, padrões contábeis exigidos, controle pelo mercado de capitais, pressões de mercados competitivos, ativismo de investidores institucionais, ativismo de acionistas.

Especificamente em relação aos mecanismos externos de controle pelo mercado de capitais no Brasil e diante da importância do tema, vários esforços têm sido empreendidos na sociedade brasileira com vista a melhorar as práticas de governança corporativa adotada pelas empresas. Em 2001, foi instituída a Lei n.10.303, que busca uma reforma da Lei das

Sociedades Anônimas, cujo objetivo essencial era a maior proteção dos acionistas minoritários. Alguns códigos de melhores práticas de governança têm sido editados por agentes importantes do mercado de capitais, tais como códigos de boas práticas de governança corporativa do Instituto Brasileiro de Governança Corporativa (IBGC), Associação Nacional dos Bancos de Investimento (Anbid) e do fundo de pensão Previ, do Banco do Brasil, além das recomendações da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) sobre governança corporativa.

A principal atuação no sentido de buscar melhores práticas de governança corporativa foi a instituição, pela Bovespa, no final de 2000, do Novo Mercado e dos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa (auto-regulação). As empresas que se comprometeram, voluntariamente, por meio desse contrato privado, a adotarem padrões de governança corporativa superiores, foram indexadas no Índice de Governança Corporativa (IGC) da Bovespa, que passou a ser calculado a partir de junho de 2001. Em síntese, tal índice comporta uma carteira de empresas que se comprometeram voluntariamente a adotar melhores padrões de governança corporativa.

Desde a criação do Novo Mercado e dos Níveis 1 e 2 de Governança Corporativa da Bovespa, e com o início do cálculo do IGC, em junho de 2001, algumas pesquisas empíricas têm buscado analisar o desempenho desse índice e das empresas participantes em relação aos outros índices da Bovespa e empresas (COMERLATO, TERRA e BRAGA, 2002; SROUR, 2002; CARVALHO, 2003; COUTINHO, OLIVEIRA e DA MOTTA, 2003; AGUIAR, CORRAR e BATISTELLA, 2004; BATISTELLA *et al.*, 2004; LIMA e TERRA, 2004; VIEIRA e MENDES, 2004; ROGERS, RIBEIRO e SOUSA, 2005; ROGERS, 2006). O objetivo geral de tais pesquisas tem-se concentrado em comparar as empresas com melhores práticas de governança, inseridas na carteira do IGC, em relação àquelas com práticas de governança corporativas inferiores, incorporadas nos outros índices. Tomando em consideração que o IGC é formado por uma carteira de empresas que adota práticas de governança corporativa superiores, esses estudos buscam, em essência, testar a eficácia de tais práticas para o mercado de capitais nacional.

No geral, a partir das evidências empíricas comparativas dos índices da Bovespa, não houve unanimidade nas conclusões. As pesquisas apresentam resultados distintos, sendo a falta de conclusão no desempenho do IGC, ao analisá-lo em relação aos outros índices da Bovespa, motivados devido a:

- como sustentam Comerlato, Terra e Braga (2002, p.6), Aguiar, Corrar e Batistella (2004, p.346) e Batistella *et al.* (2004, p.13), o prazo de vida relativamente curto do IGC, o que torna as conclusões incipientes — principalmente nos estudos mais antigos que usaram uma amostra pequena das observações desse índice;
- reduzido número de empresas migradas para o Novo Mercado e os níveis diferenciados de governança, como acrescentam Coutinho, Oliveira e Da Motta (2003, p.12);

- o fato de algumas empresas pertencerem simultaneamente ao IGC e a outros índices — a maioria dos estudos apresentados, exceto o de Vieira e Mendes (2004), não consideraram esse fato;
- o aspecto de algumas empresas já possuírem boas práticas de governança corporativa bem antes de sua migração para os níveis diferenciados da Bovespa — aspecto que pode ser restrição nos estudos que analisaram o desempenho a partir da migração (estudo de eventos), como salientam Aguiar, Corrar e Batistella (2004, p.346);
- em 29 de setembro de 2005, 38,03% da carteira do IGC era composta por ações de três grandes bancos brasileiros, podendo, dessa forma, o IGC apresentar certa lacuna em representar empresas com práticas de governança superiores e/ou empresas do setor bancário, que historicamente têm apresentado melhor desempenho (ROGERS, 2006, p.117);
- os estudos consideram a dinâmica de curto prazo dos índices e relembram que o desempenho do IGC possui equilíbrio a longo prazo, podendo, naturalmente, no curto prazo haver desequilíbrio, como indica Rogers (2006, p.73).

3. METODOLOGIA DA PESQUISA

3.1. As variáveis

Foram tomadas para análise as séries temporais mensais das variáveis compreendidas entre julho de 2001 e julho de 2005, totalizando cerca de quatro anos. O período da análise justifica-se, pois o IGC começou a ser calculado a partir de julho de 2001.

Adicionalmente, a opção pela análise mensal das variáveis justifica-se devido a algumas séries terem periodicidade mensal (como a *proxy* utilizada para o PIB), e outras, caso tomadas com periodicidade inferior a um mês, possuem pouca variabilidade (como a variável de juros Selic). Ademais, o estudo busca evidências da relação de longo prazo, o que por si requer séries com periodicidades maiores. As variáveis operacionalizadas para o desenvolvimento dos modelos do estudo são elencadas nos próximos itens.

3.1.1. Índices de bolsa

Para a análise empírica, foram tomados os índices: Ibovespa (IBO) e o Índice de Governança Corporativa (IGC), considerando as médias mensais de cada índice. As séries temporais desses dois índices foram coletadas na Bovespa.

3.1.2. Risco-Brasil

O Risco-Brasil (RB) foi mensurado pelo *spread* mensal do *C-Bond* em relação ao *T-Bond* obtido no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

3.1.3. Câmbio

A variável câmbio (E), inserida nos modelos do estudo, é apresentada como a taxa de câmbio comercial média a preço de compra (R\$/US\$), obtido no Ipea. Salienta-se que o estudo poderia optar por qualquer outra modalidade de câmbio (venda ou turismo), visto que os valores tendem a ser bem próximos e sofrem praticamente as mesmas variações.

3.1.4. Mercado de capitais internacional

Como medida do relacionamento do mercado de capitais doméstico com o mercado de capitais internacional, geralmente os estudos acadêmicos usam como parâmetro o mercado de capitais dos Estados Unidos (MEDEIROS e RAMOS, 2004a; 2004b). No estudo em questão, considerou-se como medida de desempenho do mercado de capitais internacional o índice de ações Dow Jones (DJ) da *New York Stock Exchange* (NYSE). Foram consideradas as médias mensais dos fechamentos diários obtidos por meio do Ipea.

3.1.5. Crescimento econômico

Uma das melhores medidas de desempenho econômico é o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). Entretanto, “o PIB no Brasil é calculado trimestralmente pelo IBGE. Esse fato, aliado à natural defasagem entre a conclusão do levantamento e a divulgação dos resultados, dificulta um acompanhamento mais atualizado da evolução da conjuntura econômica” (LANZANA, 2002, p.103). Em vista disso, segundo Lanzana (2002), torna-se comum a utilização de indicadores alternativos, como os dados mensais elaborados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) relativos à Produção Física Industrial (PPIB), que, embora não representem a totalidade do PIB, medem a evolução do comportamento dos setores mais importantes que o compõem. Dessa forma, considerou-se na análise como *proxy* do crescimento econômico ou do PIB a Produção Física Industrial. Tomou-se esse índice com base fixa em julho de 2001, sem ajuste sazonal, coletado no IBGE. Ademais, deflacionou-se a variável PPIB pelo Índice de Preço ao Consumidor (IPC), de modo que a mesma evidencie o crescimento econômico real, e não o crescimento nominal.

3.1.6. Juros e inflação

A taxa de inflação é freqüentemente representada pela taxa de juros de curto prazo (MEDEIROS e RAMOS, 2004a, p.12); optou-se por usar a taxa Selic como *proxy* simultânea dos juros e da inflação. A Selic foi obtida no Ipea.

3.2. Transformações das séries

Conforme Morettin e Toloi (2004, p.8), “é comum em séries econômicas e financeiras a existência de tendências e pode ocorrer um acréscimo da variância da série (ou de suas diferenças) à medida que o tempo passa”. Nesse caso, os autores sugerem que, na maioria das séries financeiras, uma transformação logarítmica pode ser adequada. Ademais, “uma outra razão para efetuar transformações é obter uma distribuição para os dados mais simétrica e próxima da normal” (MORETTIN e TOLOI, 2004, p.9). Uma vantagem adicional de estimar modelos em que as séries econômicas e financeiras são todas transformações logarítmicas, reside no fato de que os valores dos coeficientes (β_k) são as elasticidades marginais (constantes) da variável dependente em relação à variável independente. Uma análise detalhada dos cálculos das elasticidades e suas interpretações e aplicações em economia e finanças pode ser encontrada em Gujarati (2000, p.168-169), Varian (2000, p.284-294), Pindyck e Rubinfeld (2002, p.30-44) e Hill, Griffiths e Judge (2003, p.150).

Uma outra suposição, para a maioria dos procedimentos de análise estatística de séries temporais, é a de que as séries são estacionárias, ou seja, elas desenvolvem-se no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável. Entretanto, como argumentam Morettin e Toloi (2004, p.4), “a maior parte das séries que encontramos na prática apresentam alguma forma de não-estacionariedade”, necessitando, dessa forma, de uma transformação para que sejam estacionárias. A transformação mais comum consiste em tomar diferenças sucessivas da série original até obter-se uma série estacionária. A primeira diferença de $X(t)$ é definida por:

$$\Delta X(t) = X(t) - X(t-1) \quad [1]$$

e a segunda diferença é:

$$\Delta^2 X(t) = \Delta[\Delta X(t)] = \Delta[X(t) - X(t-1)] \quad [2]$$

Em situações normais, será suficiente tomar uma ou duas diferenças para que a série se torne estacionária (MORETTIN e TOLOI, 2004, p.5). Entretanto, quando uma série $X(t)$ exibe um comportamento sazonal, como é o caso da série de Produção Física Industrial, conforme achados de Morettin e Toloi (2004, p.265), torna-se necessária a aplicação de um operador de diferença sazonal. Considerando uma série com periodicidade mensal e com sazonalidade anual (12 meses), o operador diferença é definido por:

$$\Delta_{12}^D X(t) = [X(t) - X(t-12)]^D \quad [3]$$

em que D indica o número de **diferenças sazonais**.

Antes de proceder à diferenciação das séries, uma análise gráfica e testes de raízes unitárias, como Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), devem ser aplicados às séries originais e em diferenças para testar a hipótese de estacionariedade. Caso uma série seja estacionária, diz-se que ela é integrada de ordem zero — $I(0)$ — e, caso seja(m) necessária(s) uma(duas) diferenciação(ões) para ela tornar-se estacionária, diz-se que a série é $I(1)[I(2)]$.

3.2.1. Quase-diferenças

Uma desvantagem dos métodos de diferenciação é que eles resultam numa perda de valiosa informação de longo prazo sobre as séries (MADDALA, 2003, p.139). Na verdade, a transformação das séries em primeira diferença é um caso particular do caso geral, representado na equação:

$$\Delta^* X(t) = X(t) - \rho X(t-1) \quad [4]$$

em que ρ representa o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem.

No caso da primeira diferença, assume-se $\rho = 1$. Qualquer variável pode ser autocorrelacionada de ordem superior a um, mas por hipótese assume-se a transformação das séries com a presença de autocorrelação serial de primeira ordem por ser o caso mais simples e, na prática, ser suficiente para produzir estimadores eficientes.

No contexto da análise de regressão, uma equação genérica das séries em quase-diferenças pode ser representada como:

$$\begin{aligned} (Y_t - \rho Y_{t-1}) &= \beta_1(1 - \rho) + \beta_2 X_t - \rho \beta_2 X_{t-1} + (u_t - \rho u_{t-1}) \\ &= \beta_1(1 - \rho) + \beta_2(X_t - \rho X_{t-1}) + e_t \end{aligned} \quad [5]$$

$$\Delta^* Y_t = \beta_1 + \Delta^* X_t + e_t$$

em que:

Y_t é a variável dependente;

X_t é a variável independente;

β_1 e β_2 são coeficientes reais;

$u_t = \rho u_{t-1} + e_t$ com $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Caso, na equação [5], se faça uso do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), esse procedimento se denomina Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). O método MQG é uma versão expandida do método dos MQO, empregado principalmente na presença de autocorrelação ou heterocedasticidade. Assim, diante de uma dessas situações, criam-se alguns problemas quando da utilização do método dos MQO, sendo necessária a utilização do método do MQG para contornar o problema (VASCONCELLOS e ALVES, 2000, p.109).

Como supõem que a autocorrelação positiva ocorra com frequência em estudos de séries temporais, torna-se necessário empregar MQG para séries integradas de grau superior a um (não-estacionária), para não incorrer no fenômeno da regressão espúria. Entretanto, análise de regressão com séries não-estacionárias só faz sentido se as séries forem co-integradas e de mesma ordem.

Recentemente, o conceito de séries co-integradas foi sugerido por Engle e Granger (1987) e torna-se necessário considerar em análises de regressões se, em geral, Y for $I(d)$ e X também for $I(d)$, em que d é o mesmo valor, e a regressão sobre os níveis das duas variáveis produzir resíduos estacionários $I(0)$. De outra forma, duas séries são co-integradas se a combinação linear dessas duas variáveis (resíduos) é estacionária, por assim dizer “elas estão na mesma onda [...] e as tendências em Y e X se anulam” (GUJARATI, 2000, p.732). Se as séries forem co-integradas, a regressão sobre os níveis das variáveis faz sentido (isto é, não é espúria) e não se perde qualquer informação valiosa de longo prazo, o que aconteceria se, em vez disso, usasse suas primeiras diferenças. Uma série de métodos para testar a co-integração tem sido proposta; dois desses métodos são: teste DF ou ADF sobre os resíduos estimados da regressão co-integrante, como proposto por Engle e Granger (1987); e teste de co-integração de Johansen e Juselius.

Retornando à equação [5], torna-se necessário enfatizar que um dos principais problemas é estimar ρ , visto que na maioria das vezes ele não é conhecido. Um dos métodos de estimar ρ é baseado na estatística d de Durbin-Watson, de forma que:

$$\rho = 1 - \frac{d}{2} \quad [6]$$

e

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{t=n} u_t^2} \quad [7]$$

em que u_t representa os resíduos estimados com base na regressão do tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$, sem transformação das séries.

Outros métodos são sugeridos por Maddala (2003, p.127-129), Pindyck e Rubinfeld (2004, p.186-188) e Gujarati (2000, p.429-434), dentre os quais: procedimento iterativo de Cochrane-Orcutt; procedimento de Hildreth-Lu; método de Durbin em duas etapas; e estimativa de Theil-Nagar com base na estatística d . Como se usa $\hat{\rho}$ estimado em vez do verdadeiro ρ , todos esses métodos de estimativa são conhecidos na literatura especializada como métodos de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF) ou MQG Estimados (MQGE).

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1. Modelos em diferenças

Uma análise gráfica das médias de dez subamostras das variáveis em relação a seu desvio-padrão e amplitude permitiu concluir pela necessidade de transformação logarítmica das séries. A partir desse momento, as séries serão denominadas da seguinte forma: LIBO = $\ln(\text{IBO})$; LIGC = $\ln(\text{IGC})$; LDJ = $\ln(\text{DJ})$; LRB = $\ln(\text{RB})$; LSELIC = $\ln(\text{SELIC})$, LE = $\ln(\text{E})$ e LPIIB = $\ln(\text{PIIB})$, em que \ln representa a transformação pelo logaritmo natural.

Na tabela 1 são apresentadas as estatísticas descritivas das séries transformadas, evidenciando-se três principais características: distribuições relativamente simétricas (assimetria próxima de zero); no geral, distribuições de probabilidades platocúrticas (curtose abaixo de três); e normalidade dos dados, de acordo com teste Jarque-Bera ao nível de 5%, exceto para a série LSELIC, que aceita a normalidade ao nível de 1%.

Na tabela 2, mostram-se as correlações entre as variáveis, medidas pelo coeficiente de correlação de Pearson, comprovando, em geral, altas e significativas correlações entre as variáveis, e com sinais conforme esperado pela teoria. Apesar das significativas correlações entre as variáveis independentes tomadas para explicar os índices IBO e IGC, essas não são

Tabela 1

Estatísticas Descritivas das Séries Transformadas

	LIBO	LIGC	LDJ	LRB	LE	LPIIB	LSELIC
Média	9,682141	7,234989	9,174496	6,632314	1,039717	4,625353	2,953208
Mediana	9,544059	7,095059	9,206426	6,637873	1,054255	4,623895	2,936178
Máximo	10,22940	7,926964	9,286097	7,627013	1,336342	4,761278	3,270349
Mínimo	9,122711	6,721426	8,975377	5,861071	0,841395	4,459759	2,758442
Desvio-Padrão	0,343072	0,382572	0,090469	0,479155	0,126498	0,080150	0,151466
Assimetria	0,083884	0,369260	-0,718993	0,250573	0,362038	-0,108144	0,850822
Curtose	1,533167	1,692136	2,299320	2,249215	2,549075	2,186320	2,850089
Jarque-Bera	4,541134	4,699833	5,330739	1,697551	1,515874	1,476780	6,079300
Probabilidade	0,103254	0,095377	0,069574	0,427939	0,468632	0,477883	0,047852

Tabela 2

Coeficientes de Correlação de Pearson entre as Séries

Séries	LIBO	LIGC	LDJ	LRB	LE	LPPIB	LSELIC
LIBO	1,000						
LIGC	0,968*	1,000					
LDJ	0,818*	0,688*	1,000				
LRB	-0,954*	-0,927*	-0,800*	1,000			
LE	-0,347**	-0,230	-0,686**	0,498*	1,000		
LPPIB	0,496*	0,529*	0,326*	-0,396*	0,013	1,000	
LSELIC	-0,502*	-0,374*	-0,663*	0,337**	0,287**	-0,397*	1,000

Notas: * Significativo ao nível de 1%.

** Significativo ao nível de 5%.

altas o suficiente para causar problemas de multicolinearidade, ficando abaixo de 0,80 em módulo, conforme regra prática apresentada em Gujarati (2000, p.337).

As tabelas 3 e 4 apresentam os resultados dos testes de raiz unitária ADF (de acordo com a metodologia do geral para o específico) para as séries em nível e em primeira diferença, com a série LPPIB sendo diferenciada com um componente sazonal de 12 meses do tipo Δ_{12} LPPIB (fez-se uso dessa série do período de junho de 2000 a julho de 2005 para que não se perdessem 12 observações na diferenciação). Os testes ADF confirmam as suspeitas de não-estacionariedade das séries em

nível, sendo elas em todos os modelos raízes unitárias. Ademais, conforme a tabela 4, torna-se suficiente tomar a primeira diferença das séries para elas se tornarem estacionárias: em todos os modelos rejeitou-se a hipótese de raiz unitária para as séries em primeira diferença, exceto nos modelos com intercepto e com intercepto e tendência para a variável LSELIC, que, entretanto, não foram significativos para explicar o processo das séries.

Dessa feita, os modelos em diferenças estimados para IBO e IGC (MOD 1 e MOD 2) são apresentados conforme as equações [8] e [9].

Tabela 3

Teste de Raiz Unitária ADF das Séries em Nível (p-valor τ calculado)

Modelos	Séries						
	LIBO	LIGC	LE	LRB	LDJ	LPPIB	LSELIC
Sem Intercepto	0,8903 (1)	0,9739 (1)	0,5622 (1)	0,3194 (1)	0,6463 (0)	0,9676 (0)	0,5210 (1)
Com Intercepto	0,8550 (1)	0,9341 (1)	0,3385 (2)	0,7268 (1)	0,4205 (0)	0,9473 (0)	0,0497 (1)
Intercepto e Tendência	0,3785 (1)	0,3225 (1)	0,9181 (0)	0,3855 (1)	0,3306 (0)	0,1063 (1)	0,1941 (1)

Observação: Teste ADF com os números de lags do modelo entre parênteses.

Tabela 4

Teste de Raiz Unitária ADF das Séries em Primeira Diferença (p-valor τ calculado)

Modelos	Séries						
	Δ LIBO	Δ LIGC	Δ LE	Δ LRB	Δ LDJ	Δ_{12} LPPIB	Δ LSELIC
Sem Intercepto	0,0000 (0)	0,0000 (0)	0,0000 (0)	0,0002 (0)	0,0000 (0)	0,0000 (0)	0,0121 (0)
Com Intercepto	0,0001 (0)	0,0001 (0)	0,0002 (0)	0,0026 (0)	0,0000 (0)	0,0001 (0)	0,1242 (0)*
Intercepto e Tendência	0,0006 (0)	0,0005 (0)	0,0008 (0)	0,0159 (0)	0,0000 (0)	0,0004 (1)	0,3612 (0)*

Nota: * Coeficientes do intercepto e/ou tendência não significativos.

Observação: Teste ADF com os números de lags do modelo entre parênteses.

$$\text{MOD 1: } \Delta LIBO_t = \beta_1 \Delta LDJ_t + \beta_2 \Delta LRB_t + \beta_3 \Delta LE_t + \beta_4 \Delta_{12} LPPIB_{t-3} + \beta_5 \Delta LSELIC_t + u_t \quad [8]$$

$$\text{MOD 2: } \Delta LIGC_t = \beta_1 \Delta LDJ_t + \beta_2 \Delta LRB_t + \beta_3 \Delta LE_t + \beta_4 \Delta_{12} LPPIB_{t-3} + \beta_5 \Delta LSELIC_t + u_t \quad [9]$$

Nas equações [8] e [9], assume-se que as variáveis do mercado financeiro e de capitais são determinadas simultaneamente (acopladas) e a variável do mercado real (LPPIB) influencia os índices de bolsa defasada três períodos. Justifica-se o número de defasagens (*lags*), pois no mercado financeiro e de capitais as informações (expectativas) são formadas e transmitidas relativamente mais rápidas que no mercado real da economia. Além do mais, a informação do PIB brasileiro é obtida no IBGE apenas trimestralmente, estando disponível, dessa forma, com um período retroativo máximo de três meses aos agentes do mercado para que esses formem opinião sobre o crescimento econômico.

Na tabela 5, apresentam-se os modelos estimados pelo método do MQO e, na tabela 6, mostram-se algumas estatísticas de ajuste dos modelos. Em todos os modelos, aceitou-se a hipótese de normalidade dos resíduos pelo Teste Jarque-Bera, assim como se aceitou a ausência de autocorrelação até a ordem 12 pela análise do correlograma (não-reportado), apesar de a estatística de Durbin-Watson para o modelo 2 ficar na zona de indecisão. Os altos coeficientes de determinação ajustados (R^2)

e a alta significância da estatística F mostram os bons ajustes dos modelos.

4.2. Modelos em quase-diferenças

Com os modelos em quase-diferenças, almeja-se modelar as variáveis da pesquisa sem perder **valiosa** informação de longo prazo e, assim, buscar melhores resultados da sensibilidade de longo prazo de IBO e IGC em relação às variáveis macroeconômicas em seu conjunto.

Partindo da hipótese de que as variáveis apresentam autocorrelação serial de primeira ordem, estima-se o coeficiente ρ com base na estatística d de Durbin-Watson obtido mediante as equações [10] e [11].

$$LIBO_t = \beta_1 + \beta_2 LE_t + \beta_3 LDJ_t + \beta_4 LRB_t + \beta_5 LPPIB_t + \beta_6 LSELIC_t + u_t \quad [10]$$

$$LIGC_t = \beta_1 + \beta_2 LE_t + \beta_3 LDJ_t + \beta_4 LRB_t + \beta_5 LPPIB_t + \beta_6 LSELIC_t + u_t \quad [11]$$

Os $\hat{\rho}$ estimados por MQO, com base nos resíduos e por meio da estatística d de Durbin-Watson, são 0,5903 e 0,8923 nas equações [10] e [11], respectivamente. Dessa forma, as transformações em quase-diferenças para as variáveis da pesquisa tornam-se:

Tabela 5

Modelos em Diferenças para IBO e IGC

Modelo	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Probabilidade
MOD 1	ΔLE_t	0,017857	0,193138	0,092458	0,9268
	ΔLRB_t	-0,387673	0,079297	-4,888867	0,0000
	ΔLDJ_t	0,543223	0,187771	2,893007	0,0061
	$\Delta_{12} LPPIB_{t-3}$	0,188300	0,150109	1,254424	0,2168
	$\Delta LSELIC_t$	-0,311557	0,143216	-2,175426	0,0354
MOD 2	ΔLE_t	0,222543	0,166266	1,338482	0,1881
	ΔLRB_t	-0,428651	0,068264	-6,279318	0,0000
	ΔLDJ_t	0,327069	0,161645	2,023376	0,0496
	$\Delta_{12} LPPIB_{t-3}$	0,307049	0,129223	2,376114	0,0222
	$\Delta LSELIC_t$	-0,182121	0,123290	-1,477176	0,1473

Tabela 6

Estatísticas de Ajuste dos Modelos em Diferenças

Modelo	Teste Jarque-Bera	Durbin-Watson	R^2 Ajustado	Estatística F	AIC	SIC
MOD 1	0,5777*	1,8031*	0,6971	23,75*	-3,6038	-3,4050
MOD 2	1,3262*	1,5348♦	0,6639	23,57*	-3,9034	-3,7047

Notas: * Significância a 1%. Valores críticos disponíveis da estatística Durbin-Watson em Gujarati (2000, p.824-827).

♦ Com 1% de significância, a estatística d de Durbin-Watson encontra-se na zona de indecisão.

$$\Delta^*X(t) = X(t) - 0,5903X(t-1) \quad [12]$$

em que $X = LE, LDJ, LRB, LPPIB, LSELIC$ ou $LIBO$, e

$$\Delta^*Z(t) = Z(t) - 0,8923Z(t-1) \quad [13]$$

com $Z = LE, LDJ, LRB, LPPIB, LSELIC$ ou $LIGC$.

Com as variáveis transformadas em quase-diferenças para os modelos do IBO (equação [10]) e do IGC (equação [11]), estimam-se os modelos:

$$\begin{aligned} \Delta^*LIBO_t = & \beta_0 + \beta_1\Delta^*LDJ_t + \beta_2\Delta^*LRB_t + \beta_3\Delta^*LE_t \\ \text{MOD 3:} \quad & + \beta_4\Delta^*LPPIB_{t-3} + \beta_5\Delta^*LSELIC_t \\ & + \beta_6\Delta^*LIBO_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad [14]$$

$$\begin{aligned} \Delta^*LIGC_t = & \beta_0 + \beta_1\Delta^*LDJ_t + \beta_2\Delta^*LRB_t + \beta_3\Delta^*LE_t \\ \text{MOD 4:} \quad & + \beta_4\Delta^*LPPIB_{t-3} + \beta_5\Delta^*LSELIC_t \\ & + \beta_6\Delta^*LIGC_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad [15]$$

Nesse caso, o termo de intercepto justifica-se, pois não há garantia de que a média das variáveis dependentes quase-diferenciadas seja zero. O termo auto-regressivo de ordem um

AR(1) nos modelos tem como objetivo eliminar autocorrelação de ordens superiores e, por ventura, melhorar a estimação dos parâmetros (β_i).

Os coeficientes, assim como seus erros-padrão, para os modelos MOD 3 e MOD 4, encontram-se na tabela 7.

Na tabela 8 são apresentadas algumas estatísticas de ajuste dos modelos:

- o teste F indica alta significância conjunta das variáveis em explicar tanto o IBO quanto o IGC (teste de significância da equação);
- o coeficiente de determinação ajustado confirma o bom ajuste dos modelos, sendo eles altamente explicativos da variância tanto do IBO quanto do IGC;
- os critérios AIC e SIC são bem menores do que os dos modelos em diferenças (MOD 1 e MOD 2), evidenciando, dessa forma, o melhor ajuste dos MOD 3 e MOD 4. No correlograma dos resíduos (não-reportado), pela estatística Q de Ljung-Box, observa-se que os MOD 3 e MOD 4 não sofrem com a presença de autocorrelação serial até a ordem 12.

O teste de co-integração de Johansen e Juselius (tabelas 9 e 10) confirma, ao nível de 5%, tanto pelo teste do Traço como pelo do Autovalor, a presença de pelo menos um vetor de co-

Tabela 7

Modelos em Quase-Diferenças para IBO e IGC

Modelo	Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Probabilidade
MOD 3	β_0	2,4408	1,1257	2,1683	0,0353
	Δ^*LE_t	0,4138	0,1285	3,2214	0,0023
	Δ^*LRB_t	-0,4854	0,0593	-8,1792	0,0000
	Δ^*LDJ_t	0,5089	0,2559	1,9893	0,0526
	Δ^*LPPIB_{t-3}	0,1495	0,1156	1,2937	0,2022
	$\Delta^*LSELIC_t$	-0,2561	0,0928	-2,7593	0,0083
	Δ^*LIBO_{t-1}	0,1982	0,0730	2,7153	0,0093
MOD 4	β_0	0,7345	0,2571	2,8574	0,0064
	Δ^*LE_t	0,3134	0,2055	1,5255	0,1340
	Δ^*LRB_t	-0,4724	0,0740	-6,3825	0,0000
	Δ^*LDJ_t	0,1832	0,1957	0,9365	0,3539
	Δ^*LPPIB_{t-3}	0,1864	0,0898	2,0771	0,0434
	$\Delta^*LSELIC_t$	-0,1542	0,1248	-1,2362	0,2227
	Δ^*LIGC_{t-1}	0,1692	0,0862	1,9644	0,0555

Tabela 8

Estatísticas de Ajuste dos Modelos em Quase-Diferenças

Modelo	Teste Jarque-Bera	R^2 Ajustado	Estatística F	AIC	SIC
MOD 3	1,5439*	0,9384	147,85*	-6,3201	-6,0419
MOD 4	0,4414*	0,7329	30,33*	-6,3430	-6,0647

Nota: * Significância a1%.

Tabela 9

Sumário do Teste de Co-Integração de Johansen e Juselius para o MOD 3

Amostra: 2001:06 2005:07					
Observações Incluídas: 49					
Séries: LIBO					
Séries Exógenas	LE	LDJ	LRB	LSELIC	LPPIB(-3)
Defasagens: Sem Defasagens					
Tendência	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Rank ou	Sem Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
Número de CEs	Sem Tendência	Sem Tendência	Sem Tendência	Tendência	Tendência
Número de Co-Integrações Relativo ao Modelo Selecionado ao Nível de 5% (Colunas)					
Traço	1	1	1	1	1
Autovalor	1	1	1	1	1

Tabela 10

Sumário do Teste de Co-Integração de Johansen e Juselius para o MOD 4

Amostra: 2001:06 2005:07					
Observações Incluídas: 49					
Séries: LIGC					
Séries Exógenas	LE	LDJ	LRB	LSELIC	LPPIB(-3)
Defasagens: Sem Defasagens					
Tendência	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Rank ou	Sem Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
Número de CEs	Sem Tendência	Sem Tendência	Sem Tendência	Tendência	Tendência
Número de Co-Integrações Relativo ao Modelo Selecionado ao Nível de 5% (Colunas)					
Traço	1	1	1	1	1
Autovalor	1	1	1	1	1

integração nas variáveis do MOD 3 e MOD 4, para qualquer um dos cinco modelos possíveis. Esse fato corrobora que as regressões dos MOD 3 e MOD 4 não são espúrias, descrevendo esses modelos as relações de longo prazo entre as variáveis (MADDALA, 2003, p.297-299). Ademais, sobre um possível problema de causalidade existente entre os índices de bolsa analisados e as variáveis macroeconômicas selecionadas, foram feitos Testes de Causalidade de Granger no contexto de um VAR (1) — Vetores Auto-regressivos de ordem 1, aceitando a 95% de confiança que as variáveis ΔIBO_t e ΔIGC_t podem ser tratadas como exógenas (ROGERS, 2006, p.113-115).

4.3. Modelos finais e resumo dos resultados

Os modelos MOD 3 e MOD 4, comparativamente aos MOD 1 e MOD 2, foram os que mais bem se ajustaram aos dados, conforme os critérios AIC e SIC e a estatística R^2 ajustado, descrevendo os MOD 3 e MOD 4 a relação de longo prazo entre as variáveis. Como todas as variáveis foram incluídas nos MOD 3 e MOD 4 com transformação logarítmica,

os coeficientes das variáveis representam a elasticidade marginal (constante) de longo prazo entre os índices de bolsa e as variáveis macroeconômicas.

Os coeficientes (elasticidades) das variáveis nos modelos apresentam os sinais esperados. As relações dos índices de bolsa, IBO e IGC, com o RB e a Selic, mostram-se negativas, indicando que, caso aumentem o risco-Brasil e a taxa básica de juros da economia, os investimentos no País tornam-se mais arriscados e, portanto, permanecendo tudo constante, sofrem uma desvalorização devida em parte a fugas de capitais do mercado de capitais brasileiro. Além do mais, a taxa Selic representa o custo de oportunidade dos investimentos menos arriscados no Brasil; quaisquer outros investimentos, inclusive os em bolsa, devem produzir retornos maiores que esse custo de oportunidade. Acrescenta-se que os títulos governamentais são concorrentes dos investimentos em bolsa e, quanto maior o retorno dos títulos do governo, menor será a demanda de investimentos em ações, com a conseqüente desvalorização desses papéis.

A relação positiva de IBO e IGC com LE, DJ e PPIB indica que a valorização do mercado de capitais brasileiro, medida por tais índices, é uma função direta do crescimento econômico real do país e do crescimento do mercado de capitais internacional (Estados Unidos). A explicação dos coeficientes positivos da variável LE mostra que a valorização do mercado de capitais nacional vem apresentando, desde junho de 2001, um movimento ascendente co-integrado com o aumento da taxa de câmbio, conforme achados de Medeiros e Ramos (2004a; 2004b).

Em suma, há indícios, ao se analisarem as estimativas das elasticidades de longo prazo de IBO e IGC, de que:

- apesar de não haver diferença estatística entre os coeficientes dos MOD 3 e MOD 4, como indicam os erros-padrão de cada coeficiente, o IBO apresentou-se mais sensível do que o IGC ($|\varepsilon_{X,IBO}| > |\varepsilon_{X,IGC}|$) em relação a todas as variáveis macroeconômicas, exceto em relação ao PPIB em que o IGC se apresentou mais sensível do que o IBO (validade interna);
- no MOD 3 (IBO), quatro das cinco elasticidades são significativas e, no MOD 4 (IGC), apenas duas das cinco elasticidades são significativas;
- a não-significância da variável Selic no modelo do IGC não mostra que os juros não afetam esse índice, uma vez que o risco-Brasil é formulado por meio do prêmio pelos juros externos, e a variável RB apresenta-se altamente significativa para explicar ambos os índices de bolsa;
- a variável DJ pode ser não significativa para explicar o IGC, pois tem alta colinearidade com a variável RB, afetando assim seu erro-padrão;
- a não-significância do câmbio deve ser interpretada como se ele não afetasse o IGC apenas simultaneamente — com outra dinâmica intertemporal poder-se-ia encontrar significância dessa variável.

Contudo, a conclusão que vai ao encontro do objetivo principal da presente pesquisa é obtida analisando a significância das variáveis macroeconômicas no seu conjunto. De acordo com a análise dos R^2 ajustados dos modelos, as variáveis independentes E, DJ, PPIB, RB e Selic são melhores para explicar o IBO do que o IGC, direcionando dessa forma que há indícios de que o IGC está menos exposto aos fatores macroeconômicos do que o IBO. De acordo com os modelos em quase-diferença, evidencia-se que 93,84% (R^2 ajustado) da variação do IBO podem ser explicada pelo câmbio, mercado de capitais internacional, risco-Brasil, crescimento econômico real e taxa de juros, enquanto essas variáveis explicam apenas 73,29% da variação do IGC. Reafirmando, esses indícios apontam que o IGC é menos afetado por fatores macroeconômicos, estando, dessa forma, menos exposto a riscos externos.

Acrescenta-se que, para fazer comparações por meio do coeficiente de determinação entre duas variáveis dependentes diferentes, foi utilizada a correlação ao quadrado entre os valores estimados e reais e não por meio da soma dos quadrados

dos resíduos como comumente calculado pela maioria dos *software* econométricos (WOOLDRIDGE, 2006, p.191-192).

De modo geral, os resultados evidenciam que as estimativas das sensibilidades (elasticidades) do IGC e do IBO, em relação às variáveis macroeconômicas individuais, são relativamente parecidas. Entretanto, câmbio, risco-Brasil, mercado de capitais internacional, crescimento econômico real (medido pela produção física industrial) e taxas de juros são, no conjunto, melhores para explicar o IBO do que o IGC. Dessa forma, há um direcionamento em aceitar-se a hipótese levantada no trabalho, qual seja: práticas de governança corporativa superiores tornam os retornos das ações menos expostos a fatores macroeconômicos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

No Brasil, o mercado de capitais sempre esteve à margem do arranjo financeiro nacional, permanecendo como características desse mercado: baixa capitalização bursátil, inexpressivo volume transacionado, poucas emissões primárias, reduzido número de companhias abertas, alta concentração das transações em poucas ações e baixa liquidez.

Um dos diagnósticos da atrofia do mercado de capitais nacional, e que na última década tem tomado corpo na mídia, no meio empresarial e acadêmico — respaldado por diversas pesquisas internacionais —, é o baixo nível de governança corporativa presente nesse mercado. De uma forma geral, a teoria indica vários benefícios da instituição de melhores práticas de governança corporativa para empresas, investidores e sociedade.

Ao se criarem mecanismos de controle que visam minimizar os conflitos de interesses existentes entre agentes e principais — acionistas minoritários *versus* acionistas majoritários ou gestores *versus* acionistas — ou, de outra forma, ao se estabelecerem normas, condutas e regras que assegurem que os provedores de capital tenham o seu retorno exigido, as ações das empresas podem ser valorizadas, ao haver maior demanda pelos investidores de ações de empresas mais comprometidas com melhores práticas de governança corporativa. Esse comprometimento pode reduzir o risco para o investidor com a conseqüente valorização das ações, aumentando porventura, devido à maior demanda, à liquidez e ao volume negociado. Com o aumento de valor das ações das empresas, pode haver, conseqüentemente, uma redução de seu custo de capital — para a empresa significa captação de recursos a custos menores, com a probabilidade de retornos maiores sobre os investimentos; e para os acionistas, maiores dividendos.

Dessa forma, indica-se que a instituição de práticas de governança corporativa superiores pode aumentar a liquidez, o volume de negociação, a valorização e reduzir a volatilidade das ações das empresas, o que, porventura, contribui para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro. Adicionalmente, outra hipótese levantada quanto aos efeitos da

instituição de boas práticas de governança corporativa é que sua adoção pode tornar os negócios mais seguros e menos expostos a riscos externos, essencialmente a exposição a fatores macroeconômicos. Paralelamente a essa perspectiva, vários esforços têm sido empreendidos no Brasil com o intuito de melhorar os padrões de governança corporativa, como a instituição da Lei n.10.303 de 2001 — reforma da Lei das Sociedades Anônimas —, a disseminação de códigos de boas práticas de governança corporativa e a instauração do Novo Mercado e de Níveis Diferenciados de Governança Corporativa pela Bovespa (auto-regulação).

Neste trabalho, teve-se como objetivo testar se práticas de governança corporativa superiores, medidas pelo Índice de Governança Corporativa (IGC) da Bovespa, reduzem a exposição dos retornos das ações aos fatores macroeconômicos. Em re-

lação a essa hipótese testada, encontrou-se evidência de que câmbio, risco-Brasil, mercado de capitais internacional, crescimento econômico real — medido pela produção física industrial — e taxas de juros são, no conjunto, melhores para explicar a variância do IBO do que o IGC. Dessa forma, há direcionamento para a aceitação da hipótese de que práticas de governança corporativa superiores podem tornar os retornos das ações menos expostos a fatores macroeconômicos.

De modo geral, o trabalho encontrou evidências sobre o inter-relacionamento entre fatores macroeconômicos, mercado de capitais e governança corporativa no Brasil. No mercado de capitais brasileiro, empresas que adotam melhores práticas de governança podem ter os retornos de suas ações menos influenciados por fatores macroeconômicos, diminuindo assim a exposição a riscos externos. ♦

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, A.B.; CORRAR, L.J.; BATISTELLA, F.D. Adoção de práticas de governança corporativa e o comportamento das ações na Bovespa: evidências empíricas. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo (RAUSP)*, São Paulo, v.39, n.4, p.338-347, out./nov./dez. 2004.
- ALCHIAN, A.; DEMSETZ, H. Production, information costs and economic organization. *The American Economic Review*, Nashville, v.62, n.4, p.777-795, Sept. 1972.
- ANDRADE, A.; ROSSETTI, J.P. *Governança corporativa*. São Paulo: Atlas, 2004.
- BATISTELLA, F.D.; CORRAR, L.J.; BERGMANN, D.R.; AGUIAR, A.B. Retornos de ações e governança corporativa: um estudo de eventos. In: CONGRESSO DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 4., 2004, São Paulo. *Anais ...* São Paulo: FEA-USP, 2004. 1 CD-ROM.
- BERLE, A.; MEANS, G. *The modern corporation and private property*. New York: Macmillan, 1932.
- CARVALHO, A.G. *Efeitos da migração para os níveis de governança da Bovespa*. São Paulo: Bovespa, 2003. Disponível em: <<http://www.novomercadobovespa.com.br>>. Acesso em: maio 2003.
- COMERLATO, G.M.B.; TERRA, P.R.S.; BRAGA, L.O. A reação do mercado acionário brasileiro às novas regras de governança corporativa da Bovespa — um estudo empírico sobre o Nível 1. In: ASSEMBLÉIA DO CONSELHO LATINO-AMERICANO DAS ESCOLAS DE ADMINISTRAÇÃO (CLADEA), 37., 2002, Porto Alegre. *Anais ...* Porto Alegre: UFRGS, 2002. 1 CD-ROM.
- COUTINHO, R.B.G.; OLIVEIRA, M.A.C.; DAMOTTA, L.F.J. Governança corporativa no Brasil: uma análise comparativa entre as rentabilidades do índice de ações com governança corporativa diferenciada (IGC), do Ibovespa e do IBX. In: ASSEMBLÉIA DO CONSELHO LATINO-AMERICANO DAS ESCOLAS DE ADMINISTRAÇÃO (CLADEA), 38., 2003, Lima. *Anais ...* Lima: CLADEA, 2003. 1 CD-ROM.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v.55, n.2, p.251-76, Mar. 1987. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991.
- GUJARATI, D.N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; JUDGE, G.G. *Econometria*. 2.ed. São Paulo: Saraiva, 2003.
- JENSEN, M.C.; MECKLING, W.H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, North Holland, v.3, n.4, p.305-360, July 1976.
- KLEIN, B. Contracting costs and residual claims: the separation of ownership and control. *Journal of Law & Economics*, Chicago, v.26, n.2, p.367-373, June 1983.
- LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Law and finance. *Journal of Political Economy*, Chicago, v.106, n.6, p.1113-1155, Dec. 1998.
- _____. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance*, Malden, v.54, n.2, p.471-518, Apr. 1999.
- _____. Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, Rochester, v.58, n.1, p.3-28, Jan. 2000.
- _____. Investor protection e corporate valuation. *Journal of Finance*, Malden, v.57, n.3, p.1147-1170, July 2002.
- LANZANA, A.E.T. *Economia brasileira: fundamentos e atualidades*. São Paulo: Atlas, 2002.
- LIMA, J.B.N.; TERRA, P.R.S. Governança corporativa e a reação do mercado de capitais às informações financeiras. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO (ENANPAD), 28., 2004, Curitiba. *Anais ...* Rio de Janeiro: ANPAD, 2004. 1 CD-ROM.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- MADDALA, G.S. *Introdução à econometria*. 3.ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003.
- MEDEIROS, O.R.; RAMOS, F.C. Determinantes do desempenho e volatilidade da Bovespa: um estudo empírico. In: CONGRESSO DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 4., 2004, São Paulo. *Anais ...* São Paulo: FEA-USP, 2004a. 1 CD-ROM.
- _____. Evidências empíricas sobre o comportamento do mercado de ações no Brasil. In: CONGRESSO VIRTUAL DE ADMINISTRAÇÃO, 4., 2004, São Paulo. *Anais ...* São Paulo: Convibra, 2004b.
- MONFORTE, J.G. Introdução. In: ANDRADE, A.; ROSSETTI, J.P. *Governança corporativa*. São Paulo: Atlas, 2004.
- MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgard Blücher, 2004.
- OKIMURA, R.T. *Estrutura de propriedade, governança corporativa, valor e desempenho das empresas no Brasil*. 2003. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil.
- ORGANIZAÇÃO PARA COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE). *Relatório oficial sobre governança corporativa na América Latina*. Tradução: Pinheiro Neto Advogados, Danvers — USA: OCDE, 2003. Disponível em: <<http://www.oecd.org/daf/corporate-affairs/>>. Acesso em: maio 2004.
- PINDYCK, R.; RUBINFELD, D. *Microeconomia*. 5.ed. São Paulo: Prentice Hall, 2002.
- _____. *Econometria: modelos e previsões*. 4.ed. Rio de Janeiro: Campus, 2004.
- ROGERS, P. *Governança corporativa, mercado de capitais e crescimento econômico no Brasil*. 2006. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Gestão e Negócios da Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, Minas Gerais, Brasil.
- ROGERS, P.; RIBEIRO, K.C.S.; SOUSA, A.F. Comparações múltiplas das carteiras de Bolsano Brasil: avaliação da performance do índice de governança corporativa. *Revista de Gestão USP* (REGE-USP), São Paulo, v.12, n.4, p.55-72, set./out./nov./dez. 2005.
- SILVEIRA, A.M. *Governança corporativa, desempenho e valor da empresa*. 2002. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil.
- _____. *Governança corporativa e estrutura de propriedade: determinantes e relação com o desempenho no Brasil*. 2004. Tese (Doutorado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil.
- SROUR, G. Práticas diferenciadas de governança corporativa: um estudo sobre a conduta e a performance das firmas brasileiras. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2002, São Paulo. *Anais...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2002. Disponível em: <<http://www.sbfina.org.br>>. Acesso em: jul. 2003.
- VARIAN, H.R. *Microeconomia: princípios básicos*. Rio de Janeiro: Campus, 2000. (Tradução da quinta edição Americana).
- VASCONCELLOS, M.A.S.; ALVES, D. (Coord.). *Manual de econometria*. São Paulo: Atlas, 2000.
- VIEIRA, S.P.; MENDES, A.G.S. Governança corporativa: uma análise de sua evolução e impactos no mercado de capitais brasileiro. *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, v.11, n.22, p.103-122, dez. 2004.
- WILLIAMSON, O.E. *The economic institutions of capitalism: firms, markets, relational contracting*. New York: The Free Press, 1985.
- WOOLDRIDGE, J.M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

ABSTRACT

Impacts of macroeconomics factors on bests practices of corporate governance in Brazil

Relevant literature points out that the stock market development depends on setting good corporate governance practices, which, in itself, will make country development more dynamic. By adopting efficient corporate governance models we can increase liquidity, negotiation volume, and valorization, also we reduce company stock volatility, therefore diminishing exposure of stock return to macro economical factors. The present paper aims at investigating the superior governance practices which reduce the exposure of stock return to external risks, essentially to macro economical factors. In order to obtain such information we have conducted comparative analysis of the Corporate Governance Index (CGI; or in Portuguese IGC) and the Ibovespa (Brazilian Stock Market Index) in relation to the macro economical variables we find in the academic literature which influence the most the national stock market. In terms of methodology, we have proceeded with a descriptive research of the quantitative type where we were able to estimate models in differences through the Ordinary Least Square model (OLS), almost-difference models with Generalized Least Square model (GLS). For the used methodology there are indications that the best corporate governance practices, measured according to the CGI, reduces the exposure of stock return to macro economical factors.

Uniterms: corporate governance, stock markets, Corporate Governance Index (CGI), Bovespa Index.

RESUMEN

Impactos de factores macroeconómicos en las mejores prácticas de gobierno corporativo en Brasil

La literatura señala que el desarrollo del mercado de capitales depende de buenas prácticas de gobierno corporativo, lo que dinamizaría el crecimiento económico del país. La adopción de modelos eficaces de gobierno corporativo puede aumentar la liquidez, el volumen de negociación y la valorización, así como reducir la volatilidad de las acciones de las compañías, lo que igualmente disminuiría la exposición de los retornos de las acciones a factores macroeconómicos. En este trabajo, el objetivo es investigar si las prácticas superiores de gobierno corporativo reducen la exposición de los retornos de las acciones a riesgos externos, esencialmente a factores macroeconómicos. Para ello, se realizaron análisis comparativos del Índice de Gobierno Corporativo (IGC) y del Índice de la Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) en relación con las variables macroeconómicas presentes en la literatura que más influyen en el mercado de capitales nacional. En términos de metodología, se realizó una investigación cuantitativa y descriptiva: modelos en diferencias de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y modelos en casi diferencias de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF). De acuerdo con la metodología empleada, hay indicios de que buenas práctica de gobierno corporativo, medidas por el IGC, reducen la exposición de los retornos de las acciones a factores macroeconómicos.

Palabras clave: gobierno corporativo, mercado de capitales, Índice de Gobierno Corporativo (IGC), Índice de la Bovespa.

INSTRUÇÕES PARA OS AUTORES

Os autores interessados podem requisitar uma cópia das Instruções por carta, telefone, fax ou correio eletrônico.

RAUSP
Revista de Administração



por carta

Secretaria Editorial
Revista de Administração
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 - Sala F-101
Cidade Universitária
05508-010 - São Paulo - SP



por telefone

(11) 3818-4002
(11) 3091-5922



por fax

(11) 3818-4002
(11) 3091-5922



por e-mail

rausp@usp.br

A Rausp encoraja os autores interessados a requisitarem as instruções **antes** de enviarem seus trabalhos.

Na Internet: www.rausp.usp.br