

INVESTIMENTO EM EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO: UM ESTUDO QUANTITATIVO DAS OPORTUNIDADES DE INVESTIMENTO PÓS-PLANO REAL

Igor Vasconcelos Nogueira

Mestre

Discente – CEPEAD/UFMG

Rua Dona Libânia, 2125. Ap. 63. Centro. Campinas / SP.

Wagner Moura Lamounier

Doutor

Docente – CEPEAD/CEPCON/UFMG

Rua Antônio Paulino de Castro, 91. Ap. 302. Belo Horizonte / MG.

RESUMO

A maximização do valor da empresa direciona as decisões e o comportamento do seu gestor, que diante das oportunidades de investimento, utiliza modelos de avaliação para reduzir a incerteza de seus ganhos futuros. Assim, a presente pesquisa buscou responder se o indicador *q de Tobin* é relevante na análise de oportunidades de investimento em empresas brasileiras no período pós-Plano Real. A pesquisa mensurou e analisou 137 empresas brasileiras de capital aberto e que tiveram participação no Ibovespa entre 1994 e 2009. Os resultados indicaram que relevância do indicador *q de Tobin*, nas análises de oportunidades de investimento para o investidor interno, foi comprovada ao verificar, através de um modelo empírico, que o indicador *q de Tobin* se apresentou significativo para o nível de investimento das empresas brasileiras de capital aberto, no período pós-Plano Real.

Palavras-chave: Investimento; *q de Tobin*; Modelos Econométricos com Dados em Painel.

Área Temática: Mercados Financeiro, de Crédito e de Capitais.

1. INTRODUÇÃO

Estudos relacionados às oportunidades de investimento, estando estes ligados às ciências econômicas ou à administração financeira, possuem como característica principal a maximização do valor da empresa. O valor da empresa direciona as decisões e o comportamento de seu gestor, sendo ele o administrador ou o proprietário da empresa, assim como direciona as decisões dos investidores que estão interessados em maximizar o retorno e minimizar o risco de seus investimentos. O investidor tratado nesta pesquisa será classificado como investidor que direciona suas decisões como administrador ou proprietário, este investidor será chamado de investidor interno ou gestor.

Ressalta-se que o gestor enquanto investidor interno busca reduzir a sua incerteza de ganhos futuros diante das oportunidades de investimento apresentadas, utilizando modelos de avaliação de empresas. Desta forma, sua utilização pode servir como instrumento para mensurar a performance da empresa. De forma geral, de acordo com Damodaran (2007), os modelos de avaliação de empresas podem ser divididos em quatro classes que são mais utilizadas pelo mercado: os modelos baseados em ativos, os baseados em Fluxos Descontados, os modelos de direitos contingentes e os modelos baseados em múltiplos de índices financeiros (também chamada de avaliação relativa).

No que se refere aos modelos baseados em múltiplos de índices financeiros, a padronização utilizando o valor de reposição dos ativos da empresa, dado pela razão entre o seu valor de mercado e o seu custo de reposição, torna-se, de acordo com Damodaran (2007), uma boa alternativa para mensurar o real valor dos ativos da empresa. Um dos primeiros estudos que abordou o valor de reposição dos ativos da firma foi proposto por Kaldor em 1966, posteriormente Tobin e Brainard (1968) e Tobin (1969) apresentaram estudos mais aprofundados, considerando o custo de reposição dos ativos físicos da firma como o desembolso mínimo necessário para repor sua capacidade produtiva, em detrimento de considerar apenas o custo histórico dos ativos. Essa relação entre o valor de mercado e o valor de reposição dos ativos físicos ficou conhecida como o *q de Tobin*.

Bharadwaj, Bharadwaj e Konsynsky (1999) pontuam que medidas com base no mercado, tais como o *q de Tobin*, são superiores àquelas com base na contabilidade financeira, pois refletem a valorização mais próxima do valor econômico da firma e destaca as seguintes vantagens: o preço das ações representa a única medida de valor dos acionistas; o preço das ações reflete praticamente todos os aspectos do desempenho da firma; os preços das ações estão disponíveis no mercado; os preços das ações em geral incorporam os movimentos gerais do mercado, inflação e o risco da firma; os preços das ações provêm uma base para avaliar e mensurar o impacto das decisões administrativas.

Diante desse contexto, tem-se a seguinte questão de pesquisa: o indicador *q de Tobin* é relevante na análise de oportunidades de investimento para o gestor, em empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação do índice BOVESPA, no período pós-Plano Real?

Para responder a questão problema teve-se como objetivo de pesquisa estimar um modelo empírico para verificar se a variável *q de Tobin* é significativa para o nível de investimento, determinado pelo gestor, das empresas brasileiras de capital aberto e que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009.

2. METODOLOGIA

Modelo empírico do nível de investimento da firma

O modelo empírico para analisar a relação entre o nível de investimento da firma e o *q de Tobin*, possui o objetivo de verificar se a variável *q* é significativa para o nível de investimento da firma, que é determinado pelo gestor. Este modelo é baseado no modelo proposto inicialmente por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), sendo que para examinar estas

relações empregou-se um modelo de regressão com dados em painel, utilizando o *software* estatístico *Stata*® versão 10.0. A estrutura inicial foi projetado pelo modelo irrestrito a seguir:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it}$$

Equação 1

Em que:

- I_{it} = o investimento da firma i no ano t ;
- PL_{it} = o patrimônio líquido da firma i no ano t ;
- q_{it} = o *q de Tobin* para a firma i no ano t ;
- FC_{it} = o Fluxo de Caixa Bruto da firma i no ano t ;
- J_t = a taxa de juros no ano t ;
- C_t = a taxa de câmbio no ano t ;
- β_i = os coeficientes das variáveis independentes;
- ε_{it} = é o termo de erro.

Para mensurar o nível de investimento da firma i no período t , utilizou uma taxa de investimento dada pela relação entre os investimentos totais da firma e patrimônio líquido, obtido através dos demonstrativos financeiros não consolidados das empresas. Esse índice foi utilizado para captar a relação entre os investimentos totais realizadas pela firma com o valor da empresa para os acionistas, obtendo uma taxa que é proporcional ao tamanho da firma.

O *q de Tobin* foi empregado como uma *proxy* das novas oportunidades de investimento. Já o Fluxo de Caixa Bruto (FCB), que corresponde à quantidade de fundos internos disponíveis à empresa, foi empregado como variável de controle desejando captar a magnitude do financiamento de capital próprio. Para as empresas que possam enfrentar restrições financeiras, o FCB deve exercer um papel importante na determinação do nível de investimento empreendido durante um período corrente. Optou-se por adotar a variável Fluxo de Caixa Bruto ao invés da variável Fluxo de Caixa Descontado (FCD) ou da variável Fluxo de Caixa Livre (FCL), pelas seguintes razões:

- A mensuração correta do FCD depende da precisa mensuração da taxa de desconto, no qual uma estimativa imprecisa pode provocar uma grande diferença no resultado. Dado que a taxa de desconto apropriada, a qual reflita os riscos inerentes aos fluxos estimados, considerando que as empresas não possuem prazo de vida determinado, conforme o princípio da continuidade, o cálculo de seu valor é baseado na estimativa de fluxos infinitos. Esta estimativa é uma informação estratégica para as empresas e obviamente não são divulgadas. Além disso, como relatado nos métodos de mensuração do Fluxo de Caixa Descontado, do Fluxo de Caixa Livre e do Fluxo de Caixa Bruto, o método de avaliação por FCD pode necessitar de algumas adaptações em função de certas particularidades das empresas.
- Em relação ao FCL, como também já relatado nos métodos de mensuração do Fluxo de Caixa Descontado, o FCL representa o total de dinheiro disponível na empresa após considerar os investimentos em ativos permanentes e as necessidades de capital de giro, assumindo que não existe pagamento de juros relativos às despesas financeiras. Como o objetivo desta pesquisa é utilizar uma variável capaz de explicar os investimentos das empresas, a variável FCL poderia não ser a melhor escolha. Dado que as observações foram coletadas nos demonstrativos financeiros não consolidados e ajustadas pelo IGP-DI, optou-se por empregar a variável Fluxo de Caixa Bruto que será mensurada pela adição do lucro líquido com as depreciações e amortizações. A variável também será dividida pelo patrimônio líquido da firma a fim de obter uma taxa que é proporcional ao tamanho da firma.

A variável J_t é empregada para representar a taxa de juros que influencia a tomada de decisão do investidor interno. Pretende-se adotar a taxa de juros de longo prazo - TJLP, visto

que tal taxa de juros é definida pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social - BNDES, como o custo básico de financiamento concedido pelo banco e fixado pelo Conselho Monetário Nacional - CMN. Outra variável que também poderá afetar o gestor na tomada de decisão do nível de investimento é a taxa de câmbio - C_t , no qual se pretende adotar o valor da taxa de câmbio de referência do dólar dos Estados Unidos da América, conhecida no mercado como a taxa PTAX, que é a média das taxas efetivas de transação no mercado interbancário, ponderada pelo volume de transações.

Gujarati (2006) relata que o modelo de regressão com dados em painel possui algumas vantagens, tais como, o tamanho da amostra aumenta consideravelmente e os dados em painel são mais indicados para estudar a dinâmica da mudança, pois analisam observações de corte transversal repetidas, na presente pesquisa, as empresas brasileiras de capital aberto. Verbeek (2001) relata como importante vantagem, ao se empregar de dados em painel em relação às séries de tempo ou aos conjuntos de dados de corte transversal, a possibilidade de identificação de certos parâmetros ou questões, sem a necessidade de se fazer suposições restritivas; exemplo é a possibilidade de análise de mudanças em nível individual.

O modelo empregado para o cálculo do q de Tobin

Embora tenham sido propostos na literatura vários métodos para calcular o indicador de desempenho q de Tobin, o método considerado de maior robustez foi desenvolvido por Lindenberg e Ross (1981). Contudo, estudos realizados comprovam que aproximações diferentes tendem a gerar valores semelhantes de q (CHUNG; PRUITT, 1994). Deste modo optou-se por usar o método de aproximação de Chung e Pruitt (1994) para o cálculo do indicador q de Tobin, no qual a diferença chave entre o método $L\&R$ e o método $C-P$ se dá pela aproximação do valor de substituição de recursos por seus valores nominais. Observa-se também, como justificativa ao uso desta simplificação, a indisponibilidade de informações necessárias para o emprego de métodos mais sofisticados, como o método mais tradicional proposto por Lindenberg e Ross (1981).

O método $C-P$, define um q aproximado como:

$$q = \frac{VMao + VCap + VCDlp + VCest + VCDcp - VCRcp}{AT} \quad \text{Equação 2}$$

Em que:

q = o valor aproximado do q de Tobin;

$VMao$ = o valor de mercado das ações ordinárias;

$VCap$ = o valor contábil das ações preferenciais da firma;

$VCDlp$ = o valor contábil da dívida de longo prazo da firma;

$VCest$ = o valor contábil dos estoques (inventário) da firma;

$VCDcp$ = o valor contábil da dívida de curto prazo;

$VCRcp$ = o valor contábil dos recursos atuais da firma; e

AT = o valor contábil dos recursos totais da firma.

O valor de mercado das ações ordinárias e preferenciais será calculado simplesmente multiplicando o número de ações ordinárias e preferenciais da firma pela sua respectiva cotação na bolsa de valores. O valor contábil da dívida de longo prazo da firma será obtido através do seu exigível de longo prazo. O valor contábil da dívida de curto prazo se dá através das obrigações atuais da firma, representado pelo seu passivo circulante. Assim como o valor contábil dos recursos atuais da firma será expresso através dos seus ativos circulantes. Já para expressar o valor contábil dos recursos totais da firma empregar-se-á o seu ativo total.

Deve-se ressaltar que o método $C-P$ inicialmente foi desenvolvido para o mercado americano onde as ações preferenciais americanas possuem um caráter perpétuo com

dividendos fixos e, portanto, são comercializadas como bônus. Já no mercado de capitais brasileiro as ações preferências não apresentam a mesma característica, sendo adotado o valor de mercado das ações preferenciais, ao invés do valor contábil como descrito no método *C-P*. Observa-se ainda que este método utiliza essencialmente dados contábeis, podendo se calcular o *q* a partir de informações encontradas nos demonstrativos financeiros das empresas. Assim, pretende-se aplicar a metodologia do *q aproximado* de Chung e Pruitt (1994) nas empresas brasileiras, não financeiras, de capital aberto com ações negociadas na BOVESPA, mensurando e analisando o seu comportamento no período de 1995 a 2008.

Modelos restritos do nível de investimento da firma

Assim, o modelo de regressão com dados em painel não apenas é conveniente para modelar de forma individual o comportamento das firmas, mas também para verificar o comportamento individual da firma em diferentes períodos de tempo. A partir do modelo de regressão inicial definido anteriormente verificou-se também algumas variações do modelo irrestrito, tais como, defasagens no período de tempo (t-1 e t-4) para algumas variáveis.

1º) Defasagens temporais na variável *fcpl*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 3}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 4}$$

Empregado para verificar se o Fluxo de Caixa Bruto ponderado pelo patrimônio líquido (*fcpl*) disponível em períodos anteriores, explicam o nível de investimento da firma. Observa-se que como as variáveis foram coletadas trimestralmente a defasagem em um período (t-1) reflete um trimestre anterior e a defasagem em (t-4) ao ano anterior.

2º) Defasagens temporais na variável *q*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 5}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-4} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 6}$$

Assim como na defasagem da variável *fcpl*, pretendeu-se verificar se a variável *q*, do trimestre anterior e do ano anterior, explica o nível de investimento da firma.

3º) Defasagens temporais na taxa de juros e na taxa de câmbio:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-1} + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 7}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-4} + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 8}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 9}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_{t-4} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 10}$$

As defasagens na taxa de juros, bem como na taxa de câmbio, permitiram verificar se a taxa de juros ou a taxa de câmbio do trimestre anterior e do ano anterior explica o nível de

investimento da firma no período analisado. Pretendeu-se também verificar as defasagens simultâneas entre as variáveis *fcpl* e *q* e entre as variáveis taxa de juros e taxa de câmbio.

4º) Defasagens temporais simultâneas nas variáveis *q* e *fcpl*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 11}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-4} + \beta_2 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 12}$$

5º) Defasagens temporais simultâneas nas taxas de juros e de câmbio:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-1} + \beta_4 C_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 13}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-4} + \beta_4 C_{t-4} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 14}$$

6º) Defasagens temporais individuais nas variáveis *q* e *fcpl*:

Empregado para verificar se a variável *q* e a variável *fcpl*, são capazes de explicar individualmente de forma significativa o nível de investimento da firma. Para isso pretendeu-se empregar os modelos restritos descrito a seguir:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 q_{it-1} + \beta_3 q_{it-4} + \beta_4 q_{it-8} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 15}$$

Neste modelo a variável *q* foi empregada no período corrente da taxa de investimento, bem como defasada em um trimestre (t-1), em um ano (t-4) e em dois anos (t-8).

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \beta_3 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \beta_4 \frac{FC_{it-8}}{PL_{it-8}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 16}$$

De forma similar ao modelo anterior, a variável *fcpl* foi empregada no período corrente da taxa de investimento, e também será defasada em um trimestre (t-1), em um ano (t-4) e em dois anos (t-8).

7º) Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis *q* e *fcpl*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 17}$$

8º) Modelo Restrito exclusivamente com a variável *q* e a variável *fcpl* defasada:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 18}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 19}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it-8}}{PL_{it-8}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 20}$$

9º) Modelo Restrito exclusivamente com a variável *q* defasada e a variável *fcpl*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 21}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-4} + \beta_2 \frac{FC}{PL} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 22}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-8} + \beta_2 \frac{FC}{PL} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 23}$$

Deve-se ressaltar que os modelos especificados anteriormente recorreram a técnicas de estimação para tratamento de dados em painel, levando em consideração a possibilidade presença de efeitos específicos de cada firma, sendo necessário empregar o método de regressão em painel com efeitos fixos. E somente sob a suposição de não correlação e de homocedasticidade da diferença dos resíduos, ocorrendo quando os erros idiossincráticos, em nível, são um passeio aleatório empregou-se a estimação de primeiras diferenças. Para verificar a não correlação entre o componente específico e as variáveis explicativas foi também verificado o método de regressão em painel com efeitos aleatórios.

Testes para a validação dos modelos econométricos

A estatística t tem por objetivo verificar se cada uma das variáveis explicativas tem relação, significativa, com a variável dependente. Desse modo, testa se cada coeficiente angular (β_i) é igual a zero. A probabilidade da estatística t (p -valor) foi observada quando o p -valor é menor que 0,05, no qual se rejeita a hipótese nula de que o coeficiente angular (β_i) é igual a zero, neste caso, significa que a respectiva variável explicativa exerce alguma influência sobre a variável dependente.

O $R^2_{Ajustado}$ é o coeficiente de determinação ajustado e sua finalidade é medir o grau de ajustamento do modelo de regressão aos dados observados, indicando a proporção em que a variável dependente é explicada pelo conjunto de variáveis independentes (ou variáveis explicativas). A estatística F teve por finalidade testar o efeito conjunto das variáveis explicativas sobre a variável dependente, ou seja, verificar a significância do modelo de regressão como um todo. Dentro desse contexto, a hipótese nula do teste é $R^2=0$, enquanto a hipótese alternativa é $R^2>0$. A probabilidade da estatística F (p -valor) é analisada quando o p -valor é menor que α 0,05, rejeita-se a hipótese nula de que o R^2 é igual a zero. Nesse caso, significa que ao menos uma das variáveis explicativas do modelo exerce alguma influência sobre a variável dependente. Para modelos de regressão com dados em painel o teste de Wald é um teste que segue a estatística χ^2 e é assintoticamente equivalente à estatística F .

Além disso, as estatísticas t , as estatísticas F serão observadas para verificar a existência de heterocedasticidade nos modelos de regressão, assim como o teste *Breusch-Pagan*. O teste de *Breusch-Pagan* também foi utilizado para confrontar as estimativas entre o método de regressão com dados em painel com efeito combinado e o modelo de efeitos aleatórios. O teste F também foi empregado para confrontar as estimativas entre o método de regressão com dados em painel com efeito combinado e o modelo de efeitos fixos.

Para confrontar as estimativas entre os métodos de regressão em painel com efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA), utilizou-se o teste de *Hausman*. Caso se conclua que tais estimativas não são estatisticamente iguais, opta-se pelo EF, pois este é consistente independentemente da hipótese adicional de EA. Em caso contrário, o EA é mais eficiente. Vale notar que o teste de *Hausman* foi utilizado somente quando os resultados de EF e EA divergirem em relação à relevância estatística das variáveis de maior interesse, com uma tolerância de até 10% de significância. Essas diferentes possibilidades de estimação permitem enfrentar alguns dos possíveis problemas na estrutura dos dados. Caso as empresas não possuam os dados econômico-financeiros para todos os anos do período analisado, será necessário trabalhar com estimativas de dados em painel não balanceado (ou não equilibrado), no qual o número de observações difere entre empresas que compõe a amostra.

Deve-se ressaltar que os autores Baltagi (1995), Greene (1997), Wooldridge (2002) e Gujarati (2006) relatam comumente como benefícios no uso de modelos econométricos de regressão com dados em painel as seguintes vantagens:

- Não é necessária a distribuição normal em grandes amostras, pois emprega um número maior de observações, pois combina a informação temporal (ao longo do tempo) com a informação entre indivíduos, assegurando assim as propriedades assintóticas dos estimadores. Desta forma os testes efetuados apresentam resultados assintóticos, ou seja, mesmo que os resíduos não tenham distribuição normal, a distribuição dos coeficientes será próxima da normal;
- Aumentam os graus de liberdade nas estimações, tornando as inferências estatísticas mais credíveis (testes t e F mais significativos, mais robustos);
- Reduz-se o risco de multicolinearidade, uma vez que os dados entre os indivíduos apresentam estruturas diferentes;
- Permite introduzir ajustamentos dinâmicos, que no caso da análise *cross-section* não seriam possíveis.

Dessa forma a adoção dos modelos de regressão com dados em painel oferece respaldos estatísticos e econométricos para a pesquisa científica transmitindo maior credibilidade a pesquisa, devido ao seu maior rigor metodológico.

Considerações sobre os modelos econométricos de regressão com dados em painel

Destacam-se três abordagens principais no uso de modelos econométricos de regressão com dados em painel. A primeira emprega modelos econométricos com dados em painel com efeito combinado (*Pooled Ordinary Least Squares- POLS*), a segunda abordagem utiliza dados em painel com efeitos fixos e a terceira utiliza dados em painel com efeitos aleatórios.

1º) Dados em Painel com Efeito Combinado (*Pooled Ordinary Least Squares- POLS*):

O *POLS* não considera a existência de efeitos não observáveis característicos das unidades de análise. Assim, tanto o intercepto quanto a inclinação da reta de regressão servem para todas as empresas durante todo o período de tempo. Essa abordagem empilha os dados de interesse e estima o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Logo, para que se tenham resultados estimados consistentes e eficientes, devem-se supor nesse tipo de abordagem as mesmas hipóteses básicas do modelo clássico de regressão linear (linearidade nos parâmetros da regressão; normalidade dos resíduos, exogeneidade das variáveis explicativas; não existência de multicolinearidade perfeita entre as variáveis independentes e homocedasticidade, ou seja, variância constante dos erros).

Wooldridge (2002) relata que uma razão para se utilizar agrupamentos independentes de cortes transversais se dá através da necessidade de aumentar o tamanho da amostra. Dessa forma, para se obter estimadores mais precisos e poder realizar estatísticas de testes mais robustas, busca-se agrupar amostras aleatórias extraídas da mesma população, desde que em distintos intervalos de tempo. Tal agrupamento é conhecido como *pooling*, contudo, somente será proveitoso se a variável dependente tiver relação constante ao longo do período observado com pelo menos uma variável independente. O autor destaca que uma vantagem importante deste modelo é que ele elimina a correlação nos erros que possa existir entre as diferentes observações, apesar de provocar algumas pequenas complicações estatísticas.

O modelo geral para os dados em painel com efeito combinado é representado por:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 24}$$

Nestes modelos a estimação é feita assumindo que os parâmetros α e β são comuns para todos os indivíduos. Gujarati (2006) relata que este método oferece, para uma dada amostra, estimativas únicas dos parâmetros do modelo, de forma a proporcionar o menor valor possível para o somatório dos resíduos elevados ao quadrado. Esses estimadores são

conhecidos como estimadores de mínimos quadrados, já que derivam do princípio dos mínimos quadrados; possuem propriedades numéricas, que são as que se sustentam em consequência do uso dos mínimos quadrados ordinários, quaisquer que sejam as formas pelas quais foram gerados. Uma vez considerado que não existem mudanças estruturais ao longo do tempo, as observações podem ser agrupadas em um único *pool*, obtendo-se os estimadores por meio dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Hansen (2007) aponta que o MQO agrupado será consistente quando:

$$E(x_{it}, \varepsilon_i) = 0 \quad \text{Equação 25}$$

Nessa condição, o MQO pode ser melhorado com uma técnica de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Caso essa condição falhe, então o MQO é inconsistente e o MQO passa a ser uma estimativa pobre. Hansen (2007) nomeia a equação 30 de hipótese dos efeitos aleatórios; é uma premissa robusta, que deve ter seu uso evitado. Além disso, destaca que os estimadores que se obtêm por meio dos agrupamentos de corte transversal (*pooled cross-sections*) podem ser considerados os mais simples para modelos de dados em painel; no entanto, poderão não ser os mais apropriados para muitas situações, pois propiciam um referencial importante de comparação com os demais modelos, estes mais complexos.

2º) Dados em Painel com Efeitos Fixos (EF):

O modelo de efeitos fixos objetiva controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo. Supõe que a variação do intercepto de um indivíduo ao outro seja constante ao longo do tempo; ao passo que os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e todos os períodos de tempo.

O modelo geral para os dados em painel com efeitos fixos é representado por:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 26}$$

Como neste modelo os parâmetros resposta não variam entre os indivíduos e nem ao longo do tempo, todas as diferenças de comportamento entre os indivíduos deverão ser captadas pelo intercepto. Assim a estimação é feita assumindo que a heterogeneidade dos indivíduos é captada na constante α_i , que é diferente de indivíduo para indivíduo. Para verificar se as suposições sobre o modelo estão adequadas é conveniente testar se os interceptos são diferentes entre os indivíduos. Greene (1997) sugere a seguintes hipóteses:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k ;$$

H_A : os interceptos α_i não são todos iguais.

Tais hipóteses podem ser testadas através da estatística F dada pela seguinte relação:

$$F = \frac{\left[\frac{R_{EF}^2 - R_{POLS}^2}{(n-1)} \right]}{\left[\frac{(1 - R_{EF}^2)}{(nT - n - k)} \right]} \sim F_{(n-1, nT-n-k)} \quad \text{Equação 27}$$

Em que:

R_{EF}^2 = o coeficiente de determinação da estimação do modelo com efeitos fixos;

R_{POLS}^2 = é o coeficiente de determinação da estimação do modelo dados em painel com efeito combinado (POLS).

Rejeitando-se H_0 , conclui-se que os interceptos não são todos iguais, satisfazendo a suposição do modelo de n interceptos diferentes. Wooldridge (2002) observa que o estimador do intercepto do modelo, α_i , apesar de não viesado, é inconsistente quando o número de indivíduos observados é muito grande. Isso ocorre porque cada observação em corte seccional

adicionada aumenta um novo coeficiente α_i . Desse modo, os estimadores das firmas α_i serão melhores quando o número de períodos de tempo observado for grande.

Wooldridge (2002) descreve que o modelo de efeitos fixos é a melhor opção para modelar os dados em painel, quando o intercepto, α_i , é correlacionado com as variáveis explicativas em qualquer período de tempo. Além disso, como o intercepto do modelo é tratado como um parâmetro fixo, também é desejável usar efeitos fixos quando as observações são obtidas de toda a população e o que se deseja fazer são inferências para os indivíduos dos quais se dispõe de dados.

2º) Dados em Painel com Efeitos Aleatórios (EA):

O modelo de efeitos aleatórios possui as mesmas suposições do modelo de efeitos fixos, isto é, o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas não ao longo do tempo, e os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo. A diferença entre os dois modelos refere-se ao tratamento do intercepto. No modelo de efeitos fixos os interceptos são tratados como parâmetros fixos. Já o modelo de efeitos aleatórios os interceptos são tratados como variáveis aleatórias. Desta forma o modelo EA considera que os indivíduos são amostras aleatórias de uma população maior de indivíduos.

O modelo geral para os dados em painel com efeitos aleatórios é representado por:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + \dots + \beta_k X_{kt} + \omega_{it} \quad , \text{tem-se que: } \omega_{it} = \varepsilon_{it} + \eta_{it} \quad \text{Equação 28}$$

No modelo EA, o modelo é ajustado em relação aos interceptos α_i , neste caso, assumindo que eles representam extrações independentes de uma população subjacente. Assim tais efeitos são independentes das perturbações ε_{it} . Pode-se escrever $\alpha_i = \alpha_i + \eta_i$, no qual a estimação é feita introduzindo a heterogeneidade dos indivíduos no termo de erro. Wooldridge (2002) apresenta quatro propriedades do novo termo estocástico ω_{it} :

- 1º) $E(\omega_{it}) = 0$
- 2º) $\text{var}(\omega_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\alpha^2$
- 3º) $\text{cov}(\omega_{it}, \omega_{is}) = \sigma_\alpha^2, \forall t \neq s$
- 4º) $\text{cov}(\omega_{it}, \omega_{jt}) = 0, \forall i \neq j$

As duas primeiras propriedades indicam que ω_{it} possui média zero e variância constante, isto é, o erro é homocedástico. A terceira propriedade relata que os erros do mesmo indivíduo em diferentes períodos de tempo são correlacionados, caracterizando a autocorrelação. A última propriedade mostra que os erros de diferentes indivíduos no mesmo instante de tempo não são correlacionados, isto é, não existe correlação contemporânea.

Como existe correlação entre os erros do mesmo indivíduo em períodos de tempo diferentes, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) não é o mais apropriado para estimar os coeficientes do modelo de efeitos aleatórios. Desse modo, o método que oferece os melhores estimadores é o de mínimos quadrados generalizados (MQG).

Para testar se o modelo de efeitos aleatórios é apropriado, Greene (1997), relata que o testes apropriado é o teste *Breusch-Pagan* que foi desenvolvido com base no multiplicador de Lagrange, definindo-se a seguinte hipótese nula e alternativa:

$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0 \text{ (constante comum - pool, OLS);}$$

$$H_A : \sigma_\alpha^2 \neq 0 \text{ (efeitos aleatórios, GLS).}$$

O teste de *Breusch-Pagan* é um teste *LM* dado pela seguinte relação:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left(\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi_1^2 \quad \text{Equação 29}$$

Sob a hipótese nula, LM tem distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade. Se a hipótese nula for aceita, o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo de efeitos aleatórios. Caso contrário, deve-se assumir que o modelo de efeitos aleatórios é melhor.

Wooldridge (2002) defende que o principal determinante para decidir entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatório é o efeito não observado α_i . Em situações em que α_i não é correlacionado com todas as variáveis explicativas, o modelo de efeitos aleatório é o mais indicado. Caso contrário, se α_i for correlacionado com algumas variáveis explicativas, então o modelo de efeitos fixos deve ser utilizado. Nesse último caso, o modelo de efeitos aleatório gera estimadores inconsistentes. Para checar se existe correlação entre α_i e as variáveis explicativas, Greene (1997) sugere o teste de *Hausman* e no qual é formulado a seguinte hipótese nula e alternativa:

$H_0 : E(\alpha_i, X_{it}) = 0$, não é correlacionado com as variáveis explicativas;

$H_A : E(\alpha_i, X_{it}) \neq 0$, é correlacionado com as variáveis explicativas.

Caso a hipótese nula seja aceita, não há evidências que α_i seja correlacionado com as variáveis explicativas. Sendo assim, o modelo de efeitos aleatórios deve ser utilizado. Por outro lado, se a hipótese alternativa for aceita, deve-se utilizar o modelo de efeitos fixos.

A estatística de *Hausman* utilizada para testar estas hipóteses é a seguinte:

$$H = (\hat{\beta}_{fe} - \hat{\beta}_{re})' [Var(\hat{\beta}_{fe}) - Var(\hat{\beta}_{re})]^{-1} (\hat{\beta}_{fe} - \hat{\beta}_{re}) \sim \chi_k^2 \quad \text{Equação 30}$$

Em que:

$\hat{\beta}_{fe}$ = o vetor dos estimadores do modelo com efeitos fixos;

$\hat{\beta}_{re}$ = o vetor dos estimadores do modelo com efeitos aleatórios;

$Var(\hat{\beta}_{fe})$ = a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores $\hat{\beta}_{fe}$;

$Var(\hat{\beta}_{re})$ = a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores $\hat{\beta}_{re}$;

k = o número de regressores.

Como critério de seleção tem-se que se $H > \chi_k^2$ deve-se rejeitar o modelo com efeitos aleatórios. O modelo com efeitos fixos é, nesse caso, mais apropriado.

Considerando as particularidades dessas três abordagens empregadas no uso de dados em painel (POLS, EF e EA), é relevante testar a presença dos efeitos não observáveis no modelo, além de verificar a correlação desses efeitos com as variáveis explicativas.

A seguir apresenta-se um resumo esquemático (FIG. 2) das três hipóteses principais a serem testadas com o objetivo de decidir entre os modelos de dados em painel com efeito combinado, efeitos fixos ou efeitos aleatórios. As opções possíveis podem ser analisadas por meio da Figura 2, no qual destaque-se os testes *F*, *Breusch-Pagan* e *Hausman* para aceitar ou rejeitar as hipóteses nulas relacionadas com:

- A existência ou não de um único intercepto das unidades de corte transversal;
- A variância ser zero; e
- Os estimadores serem consistentes pelo MQG.

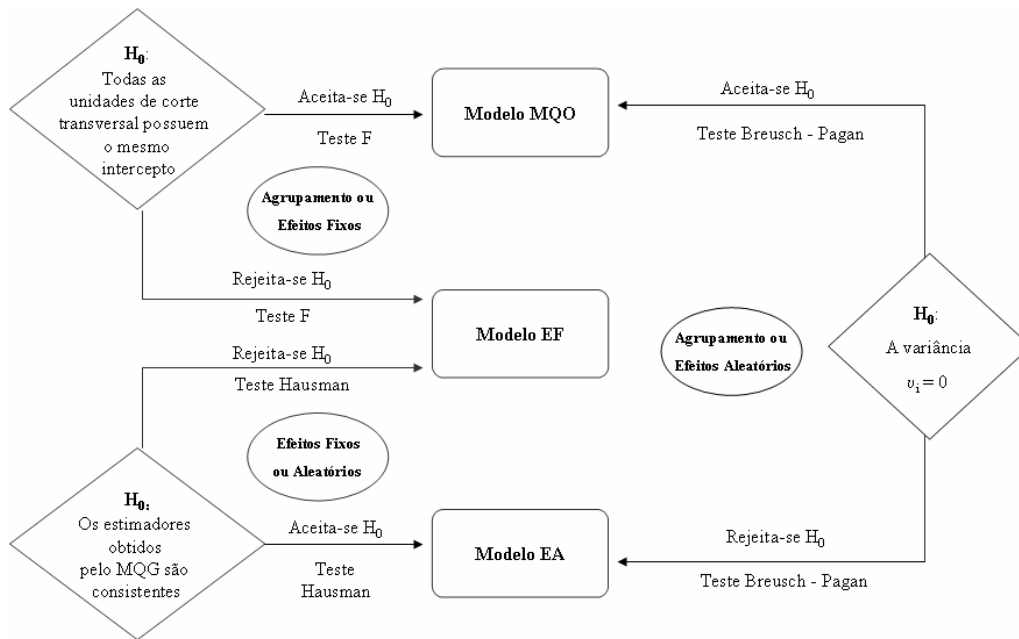


Figura 2: Fluxograma para decisão do melhor modelo de regressão com dados em painel
 Fonte: Adaptado de Richieri (2007).

Para melhor especificação do modelo, deve-se também realizar os testes para verificar a homocedasticidade e a autocorrelação dos resíduos em painel. O teste para verificar a homocedasticidade foi desenvolvido por Baum (2001) e baseia-se em uma modificação do teste Wald, no qual a homocedasticidade entre as unidades do corte transversal é a hipótese nula desse teste. Assim, para valores p inferiores a 5% tem-se a rejeição da hipótese nula e, conseqüentemente, violação do pressuposto. A estatística do teste é apresentada a seguir:

$$W = \sum_{i=1}^{N_g} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \quad \text{Equação 31}$$

Em que $\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{i=1}^T e_{it}^2$ é o estimador da variância do erro, baseado nos T_i resíduos e_{it} , de cada unidade em corte transversal; e V_i é o estimador da variância dada pela equação:

$$V_i = T_i^{-1} (T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^T (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad \text{Equação 32}$$

O teste de autocorrelação utilizado foi desenvolvido por Drukker (2003), com base no trabalho de Wooldridge (2002). Este teste utiliza a primeira defasagem dos resíduos da regressão conforme equação:

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1} = \Delta X_{it} \beta_1 + \Delta \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 33}$$

Segundo Drukker (2003), regride-se Δy_{it} em relação à ΔX_{it} para se obter os parâmetros β_1 e os resíduos $\hat{\varepsilon}_{it}$. Caso ε_{it} não apresente autocorrelação, a correlação entre $Corr(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-1}) = -0,5$. Dessa forma, nos casos em que o valor p for superior a 5% deve-se rejeitar essa hipótese, o que implica dizer que o pressuposto foi violado.

3. AMOSTRA

A amostra foi compreendida por empresas brasileiras de capital aberto, não financeiras, que tiveram em algum momento, participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009. Devido às particularidades nos demonstrativos contábeis das empresas financeiras, sobretudo por estas trabalharem essencialmente alavancadas, optou-se por não empregá-las nesta pesquisa. Optou-se por adotar as empresas brasileiras que tiveram participação em algum momento no Ibovespa, visando à participação de empresas que tenham liquidez em seus ativos, contudo, evitando uma grande restrição do número de empresas participantes da amostra, o que ocorreria caso optasse por escolher apenas empresas com participação no Ibovespa ao longo de todo o período selecionado. A razão do período selecionado para a coleta dos dados deve-se às distorções associadas ao período inflacionário vigente no Brasil anterior a 1994. Os dados empregados nesta pesquisa foram coletados junto às bases de dados disponíveis no sistema ECONOMATICA[®] e na base de dados da BM&FBOVESPA, entre janeiro de 1994 e setembro de 2009.

A amostra foi composta por 137 empresas classificadas em 17 setores (TAB. 1).

Tabela 1: Classificação Setorial da Amostra

Obs	Setor	Nº de Empresas
1	Alimentos e Bebidas	11
2	Comércio	5
3	Construção	6
4	Eletroeletrônicos	5
5	Energia Elétrica	5
6	Máquinas Industriais	4
7	Mineração	1
8	Minerais não Metálicos	3
9	Outros	20
10	Papel e Celulose	5
11	Petróleo e Gás	3
12	Química	9
13	Siderurgia e Metalurgia	22
14	Telecomunicações	3
15	Têxtil	18
16	Transporte e Serviços	2
17	Veículos e Peças	15
Total		137

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os dados relativos aos demonstrativos financeiros e necessários para a modelagem empírica foram coletados trimestralmente, entre o primeiro trimestre de 1994 e o terceiro trimestre de 2009, devido a não divulgação dos demonstrativos financeiros no quarto trimestre de 2009, na presente coleta dos dados. Desta forma, cada empresa possui um total de 63 observações para cada variável. Optou-se por coletar as observações dos demonstrativos financeiros não consolidados e ajustados pelo Índice Geral de Preços na versão de Disponibilidade Interna (IGP-DI). A adoção da correção das variáveis pelo IGP-DI foi empregada com a finalidade de promover um ajuste inflacionário das observações, pois é amplamente utilizado para a correção de contratos de vendas por atacado, contratos de aluguel e como indexador de algumas tarifas como energia elétrica.

O emprego do demonstrativo financeiro não consolidado objetivou evitar a agregação das demonstrações financeiras de uma ou mais controladas, garantindo que os resultados obtidos pelas as empresas sejam oriundos exclusivamente do seu processo produtivo.

4. RESULTADOS E ANÁLISES

Modelo Irrestrito

Primeiramente, estimou-se o modelo com efeitos combinados, seguido da estimação do modelo com efeitos aleatórios e utilizou o teste *Breusch-Pagan* no qual se verificou que o modelo de efeitos aleatórios é apropriado. Posteriormente, se estimou o modelo com efeitos fixos e o teste para verificar a homocedasticidade, que foi desenvolvido por Baum (2001) e baseia-se em uma modificação do teste Wald. O teste revelou a presença de heterocedasticidade e, conforme relatado por Wooldridge (2002) deve-se empregar a metodologia de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White e estimando novamente os modelos de regressão com dados em painel com a presença de efeitos fixos e aleatórios. Após empregar a metodologia de regressão robusta com dados em painel e efetuar os testes necessários à correta especificação do modelo, verificou-se que o modelo melhor especificado é o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios (TAB. 2).

Tabela 2: Modelo Irrestrito

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	-0,004428	0,001368	-3,240	0,001	-0,007108	-0,001748
<i>fcpl</i>	0,604856	0,318694	1,900	0,058	-0,019772	1,229484
<i>j</i>	-0,006055	0,021888	-0,280	0,782	-0,048956	0,036846
<i>c</i>	0,046972	0,095468	0,490	0,623	-0,140142	0,234086
<i>const.</i>	0,493796	0,442196	1,120	0,264	-0,372893	1,360485

N° de observações = 4691
 N° de empresas = 137
 Teste Wald = 22,86
 Prob. Wald = 0,0001
 Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0
Breusch-Pagan $X^2 = 190,47$
 Prob. *Breusch-Pagan* $X^2 = 0,0000$
 Teste de Autocorrelação $F(1,117) = 14,193$
 Prob. Autocorrelação $F = 0,0003$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A variável *q de Tobin* (*q*) apresentou-se estatisticamente significativa (Valor $p < 0,05$). A variável *fcpl* apresenta um valor de significância ligeiramente superior a 0,05 e apresentou-se significativa a um nível de confiança superior a 90% (Valor $p < 0,10$). As demais variáveis de controle taxa de juros (*j*), taxa de câmbio (*c*) e a constante (*const.*), não se apresentaram significativas a um nível de confiança superior a 90% (Valor $p < 0,10$). A probabilidade do teste Wald (Prob. Wald $< 0,05$) demonstra a correta especificação do modelo corroborando para a ausência de heterocedasticidade. O teste Gaussiano de correlação unitária (corr.(u_i, X) = 0) demonstra a ausência de correlação entre as variáveis do modelo. Os testes de *Breusch-Pagan* e o teste de correlação serial desenvolvido por Drukker (2003) demonstraram respectivamente que o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios é apropriado (Prob. *Breusch-Pagan* $X^2 = 0,0000$) e há ausência de autocorrelação (Prob. Autocorrelação $F = 0,0003$).

Após demonstrar a validação do modelo de regressão com dados em painel, utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios, apresentando uma validação da variável *q*, a um nível de significância inferior a 0,05, e da variável *fcpl*, a um nível de significância inferior a 0,10, pode-se interpretar que o resultado expresso pelo coeficiente negativo da variável *q* (-0,004428) corrobora a literatura internacional. Conforme descrito no referencial teórico por Doukas (1995); Blanchard, Lopez-de-Silanes e Shleifer (1994); Lang e

Litzemberg (1989) e Koch e Shenoy (1999), as empresas podem ser classificadas como maximizadoras de valor ($q = 1$), como expostas a problemas de sobreinvestimento ($q < 1$) e como expostas a problemas de subinvestimento ($q > 1$), deixando de aproveitar oportunidades lucrativas em novos investimentos. Desta forma, pode-se observar que a relação inversa, descrita pelo sinal negativo da variável q , retrata que o nível de investimento tende a aumentar para as empresas expostas a problemas de subinvestimento, indicando que os gestores tendem a aproveitar as oportunidades de investimentos, quando as empresas apresentam seu valor de mercado superior ao seu valor contábil.

O coeficiente positivo da variável $fcpl$ também corrobora os resultados teóricos previstos, tais como descrito por Damodaran (2007) e pela pesquisa de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), demonstrando que a disponibilidade de recursos internos afeta diretamente as oportunidades de investimentos que serão absorvidas pelos gestores. Já as variáveis j e c demonstram que as oportunidades de investimentos absorvidas pelos gestores, independem significativamente da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) e da taxa de câmbio. Apesar destas variáveis não constituírem o foco principal desta pesquisa, uma explicação possível para essa evidência pode-se encontrar na diversificação dos setores de atuação das empresas que fazem parte da amostra e no fato dos dados amostrais terem sido ajustados pelo índice de inflação (IGP-DI). Dado que a política econômica brasileira pós-Plano Real adota uma política de câmbio flutuante objetivando o emprego da taxa de juros no controle da inflação, esse ajuste inflacionário das observações pode incorporar indiretamente os efeitos da taxa de juros (TJLP) e da taxa cambial.

Modelos restritos

Dado que o Modelo Irrestrito melhor especificado é o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios, verificou-se a partir deste modelo as variações, conforme exposto na metodologia, empregando as defasagens no período de tempo ($t-1$ e $t-4$) para algumas variáveis. Deve-se ressaltar que a escolha mais adequada entre diferentes modelos restritos se deu com base no valor do teste Wald e no valor do teste *Breusch-Pagan*, visto que não foi desenvolvido um teste modificado com base numa função de verossimilhança, tal como o teste *log likelihood*, capaz de comparar o ajuste de dois modelos de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White.

Tabela 3: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis $fcpl$ e uma defasagem de q

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
$qlag1$	-0,004324	0,001331	-3,250	0,001	-0,006932	-0,001716
$fcpl$	1,440107	0,516710	2,790	0,005	0,427374	2,452841
$const.$	0,460251	0,042467	10,840	0,000	0,377018	0,543485

Nº de observações = 4626

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 30,52

Prob. Wald = 0,0000

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $X^2 = 181,66$

Prob. *Breusch-Pagan* $X^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis $qlag1$ e $fcpl$.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Observou que o modelo restrito melhor especificado, dentre os diferentes modelos restritos estimados, foi o modelo restritos exclusivamente com as variáveis $fcpl$ e q defasadas em um trimestre (TAB. 3). Este modelo apresentou um nível de significância global inferior a 0,05, apresentando também o menor valor do teste Wald e o maior valor para o teste *Breusch-Pagan*, sendo o mais adequado dentre os diferentes modelos restritos estimados.

Tem-se que, apesar deste modelo apresentar um valor de teste Wald inferior ao modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e oito defasagens na variável *q*, observa-se que o valor do teste *Breusch-Pagan* é superior e o número de observações no modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q* é de 4.626 e 137 empresas, enquanto modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e oito defasagens na variável *q* apresentou 3.854 observações e 134 empresas.

Ao comparar o modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q* e o modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável *q* com a presença das variáveis *j* e *c* verifica-se que os modelos apresentam resultados próximos para os valores do teste Wald e do teste *Breusch-Pagan*. O número de observações e o número de empresas utilizadas pelos modelos de regressão também não são capazes de fornecer um critério para a escolha do modelo mais adequado e mesmo recorrendo aos valores do coeficiente de determinação R^2 , que acabam não sendo o melhor critério de escolha por não representar a significância global do modelo, não é possível obter um critério consistente para a escolha do modelo mais adequado. Contudo, como a presença das variáveis *j* e *c* no modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável *q*, não apresentaram significativas, optou-se por escolher o modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC}{PL} + \varepsilon_{it}.$$

5. CONCLUSÃO

Ao analisar os diferentes resultados dos modelos econométricos e concluir que o modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q* é o mais adequado, observa-se que as variáveis *q de Tobin*, *fcpl* e a constante apresentam-se estatisticamente significativas a um nível de confiança superior a 95% (Valor $p < 0,05$). Como já observado, a probabilidade do teste Wald (Prob. Wald $< 0,05$), demonstra a correta especificação do modelo corroborando para a ausência de heterocedasticidade. O teste Gaussiano de correlação unitária ($\text{corr.}(u_i, X) = 0$) demonstra a ausência de correlação entre as variáveis do modelo, assim como o teste de *Breusch-Pagan*, demonstrando que, o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios, é apropriado (Prob. *Breusch-Pagan* $X^2 = 0,0000$).

As interpretações realizadas a respeito dos coeficientes *q* e *fcpl* para o Modelo Irrestrito são idênticas ao modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q*, considerado o mais adequado. Assim, ressalta-se que a relação inversa entre a variável *q* e a variável dependente *invpl*, descrita pelo sinal negativo da variável *q*, indica que o nível de investimento tende a aumentar para as empresas expostas a problemas de subinvestimento, ou seja, empresas que possuem um valor de mercado superior ao seu valor contábil, no qual os gestores tendem a aproveitar as oportunidades de investimentos, decorrentes de suas ações sobreavaliada.

Tem-se também que o coeficiente positivo da variável *fcpl* corrobora os resultados teóricos previstos, tais como descrito por Damodaran (2007) e pela pesquisa de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), demonstrando que a disponibilidade de recursos internos afeta diretamente o nível de investimento das empresas, proporcionado através das oportunidades de investimentos que serão absorvidas pelos gestores.

Ressalta-se que a estimação dos modelos empíricos foi proposta com o objetivo de verificar se a variável *q de Tobin* é significativa para o nível de investimento, determinado pelo gestor, das empresas brasileiras de capital aberto e que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009. Dessa forma, a interpretação dos resultados não enfocou na magnitude dos valores apresentados pelos coeficientes das variáveis independentes, pois tal análise seria válida, caso se objetivasse indicar os determinantes do nível de investimento da

firma. Tem-se ainda que a decisão de investimento, promovida pelo gestor, não é tomada somente ao analisar se a empresa possui um valor de mercado acima de seu atual valor contábil, e sim, conforme o perfil e as metas adotadas pela empresa, associado a análise da conjuntura econômica no qual está inserida.

Por fim, a relevância do indicador *q de Tobin*, nas análises de oportunidades de investimento para o investidor interno, foi comprovada ao verificar, através de um modelo empírico, que o indicador se apresentou significativo para o nível de investimento das empresas brasileiras de capital aberto, no período pós-Plano Real.

Observa-se também que, o cenário econômico interferiu diretamente na escolha do modelo empírico mais adequado. Dado que o modelo escolhido foi o modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q*, em detrimento ao modelo irrestrito com as variáveis *fcpl*, *q*, *j* e *c*, tem-se que a não significância das variáveis taxa de câmbio (*c*) e taxa de juros (*j*) pode ser explicada pelo ajuste prévio da variável dependente (*invpl*) ao IGP-DI, que é sensível aos choques da taxa de câmbio promovidos, sobretudo, entre 1999 e 2002. Além disso, o período amostral incorporou a mudança do sistema cambial brasileiro, incorporando também os efeitos do emprego da taxa de juros no controle da inflação, sobretudo após o período no qual o Brasil passou a adotar o regime de câmbio flutuante.

REFERÊNCIAS

- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiles & Sons, 1995.
- BAUM, C. F. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *Stata Journal*, v. 1, n. 1, 2001, p. 101-104.
- BHARADWAJ, A. S.; BHARADWAJ, S. G. B. ; KONSZYNSKI, B. R. Information technology effects on firm performance a measured by Tobin's *q*. *Management Science*, Baltimore, n. 45, 1999, p. 1008-1024.
- BLANCHARD, O. J.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. What Do Firms Do with Cash Windfalls? *Journal of Financial Economics*. Dez, v.36, n.3, 1994.
- CHUNG, K. H.; PRUITT, S. W. A Simple Approximation of Tobin's *q*. *Financial Management*, Vol. 23, No. 3, 1994.
- DAMODARAN, A. *Avaliação de empresas*. 2 ed. SP: Pearson Prentice Hall, 2007.
- DOUKAS, J. Overinvestment, Tobin's *q* and Gains from Foreign Acquisitions. *Journal of Banking and Finance*. Out. 1995. v. 19, n.7.
- DRUKKER, D. M. Testing for serial correlation in linear panel-data models. *Stata Journal*, v. 3, n. 2, 2003, p. 168-177.
- FAZZARI, S. M.; HUBBARD, G.; PETERSEN, B. Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1988, p. 141-95.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 3 ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. 4 ed., Rio de Janeiro: Elsevier Editora, 2006.
- HANSEN, B. E. *Econometrics*. University of Wisconsin. Manuscripts 2007.
- KALDOR, N. Marginal Productivity and the Macro-Economic Theories of Distributions. *Review of Economic Studies*, Out. 1966.
- KOCH, P. D.; SHENOY, C. The Information Content of Dividends and Capital Structure Policies. *Financial Management*, v. 28, 1999.

- LANG, L.; LITZENBERGER, R. H. Dividend Announcements: Cash Flow Signaling vs. Free Cash Flow Hypothesis? *Journal of Financial Economics*. Set. 1989. v. 24.
- LINDENBERG, E.; ROSS, E. Tobin's q Ratio and Industrial Organization. *Journal of Business*, 54; 1981, p. 1-33.
- RICHERI, F. L. *Capital intelectual e a criação de valor nas empresas brasileiras*: Dissertação de Mestrado. Universidade Presbiteriana Mackenzie, 2007.
- TOBIN, J.; BRAINARD, W. Pitfalls in Financial Model Building. *American Economic Review*. Vol. 58, Nº 2, Mai 1968.
- TOBIN, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1; 1969, p. 15-29.
- VERBEEK, M. *A Guide to Modern Econometrics*. 1. ed. reimpressa com correções. Buffins Lane: John Wiley & Sons, 2001.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2002.