

ÁREA TEMÁTICA: FINANÇAS E ECONOMIA

## O $q$ de Tobin e o Setor Siderúrgico: um estudo em companhias abertas brasileiras e norte-americanas

*Tobin's  $q$  and Iron and Steel Companies: a study of Brazilian and North-American open companies*

*El  $q$  de Tobin y el Sector Siderúrgico: un estudio de las compañías abiertas brasileñas y norteamericanas*

Igor Vasconcelos Nogueira<sup>1</sup>  
Wagner Moura Lamounier<sup>2</sup>  
Romualdo Douglas Colauto<sup>3</sup>

Recebido em 19 de julho de 2009 / Aprovado em 11 de fevereiro de 2010

Editor Responsável: João Maurício Gama Boaventura, Dr.

Processo de Avaliação: *Double Blind Review*

### RESUMO

Modelos de avaliação de investimentos, que empregam medidas financeiras com base no mercado, como o  $q$  de Tobin, ainda são incipientes na literatura nacional. Assim, o presente trabalho tem por objetivo analisar o comportamento do  $q$  de Tobin para Companhias Siderúrgicas Brasileiras e Norte-americanas, com ações negociadas na BOVESPA e NYSE, apresentando um estudo econométrico sobre alguns de seus principais determinantes macro e microeconômicos no período de 1997 a 2005. O  $q$  de Tobin calculado para as empresas brasileiras selecionadas apresentou-se crescente ao longo do período selecionado. Em relação ao  $q$  de Tobin para as empresas norte-americanas, verificou-se que este indicador foi menor que 1, demonstran-

do um desestímulo a novos investimentos. A análise econométrica realizada indicou que, as variáveis econômicas tais como a taxa de juros, a taxa de desemprego e o nível de produção industrial foram fatores de influência determinantes para explicar o comportamento do  $q$  de Tobin, tanto para as empresas brasileiras como para as empresas norte-americanas. Concluiu-se que este indicador captura informações relevantes dos principais determinantes macro e microeconômicos do setor siderúrgico, destacando o seu potencial para a análise financeira deste setor.

**Palavras-chave:**  $q$  de Tobin. Companhias siderúrgicas. Modelo econométrico.

1. Mestrando em Administração da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG. [igorvasconcelosnogueira@gmail.com]
  2. Doutor em Economia pela Universidade Federal de Viçosa – UFV. Professor da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG. [wagner@face.ufmg.br]
  3. Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC. Professor da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG. [rdcolauto@face.ufmg.br]
- Endereço dos autores: Av. Antônio Carlos, 6627 – Campus da Pampulha, Belo Horizonte – MG Cep. 31271-901 – Brasil.

## ABSTRACT

Models for investment evaluation that employ financial measures based on the market such as Tobin's  $q$ , are still scarce in the national literature. Therefore, the present work aims to analyze the behavior of Tobin's  $q$  for Brazilian and North American iron and steel companies present in the stock market at BOVESPA and NYSE, by presenting an econometric study on some of its key macroeconomic and microeconomic determinants from 1997 to 2005. Tobin's  $q$  calculated for selected Brazilian companies revealed to be increasing over the selected period. Regarding Tobin's  $q$  for U.S. companies, it was verified that such indicator was less than 1, thus pointing to a disincentive to new investment. The econometric analysis carried out indicated that the economic variables such as interest rate, unemployment rate, and the level of industrial production were influent factors in explaining the behavior of Tobin's  $q$ , both for Brazilian and for U.S. companies. We conclude that the indicator captures relevant information from the major macroeconomic and microeconomic determinants of iron and steel companies, enhancing their potential for the financial analysis of this sector.

**Key words:** Tobin's  $q$ . Iron and steel companies. Econometric model.

## RESUMEN

Los modelos para evaluar inversiones que emplean medidas financieras con base en el mercado, como el  $q$  de Tobin, aún son incipientes en la literatura nacional. De forma que este estudio tiene como objetivo analizar el comportamiento del  $q$  de Tobin en las compañías siderúrgicas brasileñas y norteamericanas, con acciones negociadas en BOVESPA y en NYSE y presentar un estudio econométrico sobre algunos de los principales determinantes macro y microeconómicos en el período comprendido entre 1997 y 2005. El  $q$  de Tobin calculado para las empresas brasileñas seleccionadas permaneció en aumento durante el período seleccionado. Con relación al  $q$  de Tobin en empresas norteamericanas se comprobó que

este indicador fue inferior a 1, indicando desinterés en nuevas inversiones. El análisis econométrico realizado indicó que las variables económicas tales como la tasa de interés, la tasa de desempleo y el nivel de la producción industrial fueron factores de influencia determinantes para explicar el comportamiento del  $q$  de Tobin, tanto en empresas brasileñas como en empresas norteamericanas. Se concluye que este indicador captura informaciones relevantes de los principales determinantes macro y microeconómicos del sector siderúrgico y destaca su potencial para el análisis financiero de este sector.

**Palabras clave:**  $q$  de Tobin. Compañías siderúrgicas. Modelo econométrico.

## I INTRODUÇÃO

Estudos sobre níveis de investimento e desempenho do setor siderúrgico, como os promovidos pelo Instituto Brasileiro de Siderurgia (IBS, 2005) e pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), (ANDRADE et al., 2001), utilizam basicamente indicadores econômicos amparados em dados contábeis e medidas financeiras mais tradicionais. Desse modo, são relativamente escassos os estudos que mostram aplicações de medidas financeiras com base no mercado, conforme proposta do  $q$  de Tobin.

Os trabalhos iniciais de Tobin (1969) e Tobin e Brainard (1968) utilizavam a formulação básica do  $q$  de Tobin para aperfeiçoar os modelos macroeconômicos de investimento, cujo objetivo era explicar as variações dos investimentos agregados ao longo do tempo (HOWE; VOGT, 1996). Caso o  $q$  fosse maior que 1 o preço de mercado da firma seria considerado superior ao custo de reposição do respectivo capital, incentivando o aumento do investimento, uma vez que o valor do capital investido excederia o seu custo. Se o  $q$  fosse menor que 1, o preço de mercado da companhia tenderia a ser inferior ao custo de reposição do respectivo capital, isto sugere a não efetivação do investimento em detrimento da preferência em

deixar o capital depreciar, uma vez que o retorno do capital investido não mais excederia seu custo (LINDENBERG; ROSS, 1981).

Além da formulação básica, introduzida por James Tobin em 1969, como um pré-indicador do investimento futuro de uma firma, outras pesquisas empregando o mesmo indicador foram formuladas nos campos da economia e das finanças, tendo como suas principais aplicações: Modelos de Investimento (FAZZARI; HUBBARD; PETERSEN, 1988; TOBIN; BRAINARD, 1968); Estrutura de Mercado e Poder de Monopólio (HELMUTH, 1990; LINDENBERG; ROSS, 1981); Concentração Industrial (MONTGOMERY; WERNERFELT, 1988), incluindo Concentração e Diversificação versus Foco no Negócio (LANG; STULZ, 1994); Pesquisa e Desenvolvimento; Tecnologia de Informação e Investimentos (BHARADWAJ, A. S.; BHARADWAJ, S. G. B; KONSYSKI, 1999); Medida de Risco da Firma (SHIN; STULZ, 2000); Oportunidades de crescimento, Relações de Agência e Sinalização (KLOCK; THIES, 1995) entre outros.

Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) analisaram o comportamento do investimento de empresas americanas considerando o papel dos fundos internos de investimento, com o objetivo de identificar os fatores que explicassem a forma com que as empresas se financiam, empregando o  $q$  de Tobin e considerando as imperfeições existentes no mercado, como por exemplo, os impostos, custos de falência, custos de agência e assimetria de informações – enfoques na teoria moderna de estrutura de capitais. Os resultados mostram uma relação significativa entre o  $q$  de Tobin e a taxa de investimento, embora esta relação venha se apresentando fraca em determinados anos.

A discussão inicial sobre as causas e consequências da estrutura de capitais intensificou-se, após Jensen e Meckling (1976) desenvolverem a Teoria da Agência e tratarem a estrutura de propriedade da firma. O estudo relatou que os administradores e proprietários possuem interesses e objetivos diferentes: os acionistas e proprietários desejam a maximização do valor da empresa, enquanto que os gestores buscam estratégias baseadas em sua preferência pessoal, que não necessa-

riamente coincidem com a dos proprietários, e sim na não-existência de mecanismos e incentivos que monitorem os administradores, esses podem exercer seu livre arbítrio em detrimento dos proprietários. McConnell e Servaes (1990) utilizaram o  $q$  de Tobin médio das empresas como variável dependente em seus estudos e buscaram relacionar o valor da firma a sua estrutura de propriedade. O objetivo foi descobrir se a proporção de ações em propriedade dos administradores da empresa ou de grandes acionistas institucionais possui alguma influência sobre o seu valor. Dessa forma, envolveram diversas hipóteses relacionadas à teoria de agência e à teoria da assimetria de informações.

Nesse contexto, o presente estudo tem por objetivo analisar o comportamento do  $q$  de Tobin em companhias siderúrgicas brasileiras e norte-americanas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) e *New York Stock Exchange* (NYSE), apresentando um estudo econômico sobre alguns de seus principais determinantes macro e microeconômicos. Em específico, pretende-se estimar o  $q$  de Tobin para essas empresas e relacioná-los com fatores econômicos e financeiros que podem afetar o desempenho do setor; desenvolver um estudo comparativo das indústrias siderúrgicas brasileiras e norte-americanas que possuem ações negociadas em suas respectivas bolsas de valores. Assim, apresenta-se um estudo setorial para o período compreendido entre 1997 e 2005, considerando a importância do Setor Siderúrgico na matriz industrial brasileira e sua competitividade internacional.

## 2 DEFINIÇÃO DO QDE TOBIN E OS MODELOS DESCRITOS NA LITERATURA

O  $q$  de Tobin pode ser conceituado como a relação entre o valor de mercado de uma empresa e o valor de reposição de seus ativos físicos, representando a razão entre dois valores atribuídos ao mesmo conjunto de ativos (REINHART, 1977). Em sua formulação básica o modelo mostra o valor de mercado das ações ou capital próprio da empresa, acrescido do valor de mercado das dívidas ou capital de terceiros empregado.

A formulação representa a razão do valor de mercado total da empresa por estas duas variáveis no numerador e o custo de reposição deste capital, ou valor de reposição dos ativos da empresa, que implica no desembolso monetário necessário para comprar a capacidade produtiva da firma com a mais moderna tecnologia disponível, por um custo mínimo no denominador (TOBIN, 1969). Sendo assim representado:

$$q = \frac{VMA + VMD}{VRA} \quad (1)$$

Em que:

VMA é o valor de mercado das ações da firma;

VMD é o valor de mercado das dívidas, sendo VMA+VMD o valor de mercado total da empresa; e

VRA é o valor de reposição dos ativos da firma.

O trabalho de Lindenberg e Ross (1981) é amplamente aceito na literatura como o pioneiro na tentativa de construir um método que aproximasse adequadamente o  $q$  teórico daquele estimado a partir de dados reais. Assumindo que o  $q$  médio pode ser expresso por meio de sua definição original, como expresso na equação (1), Lindenberg e Ross (1981) estimaram cada um de seus parâmetros objetivando aplicabilidade de dados reais. Ainda em relação à aplicação empírica do  $q$  de Tobin, outros estudos que se destacaram foram os de Lewellen e Badrinath em 1997 e por Lee e Tompkins em 1999.

Uma alternativa aos modelos de cálculo do  $q$  de Tobin propostos por Lee e Tompkins (1999), Lewellen e Badrinath (1997) e Lindenberg e Ross (1981) é o modelo de aproximação sugerido por Chung e Pruitt (1994). O modelo de Chung e Pruitt (1994) define um  $q$  aproximado como:

$$q = \frac{VMA + D}{AT} \quad (2)$$

Em que:

VMA representa o valor contábil das ações preferenciais e o valor de mercado das ações ordinárias negociadas na Bolsa de

Valores, multiplicando o número total de ações ordinárias pela sua cotação;

AT é o ativo total da firma avaliado por seu valor contábil; e

D é definido como o valor da dívida da empresa.

Para cálculo do Valor da Dívida Empresa (D) utiliza-se a seguinte expressão:

$$D = VCDcp - VCRcp + VCest + VCDlp \quad (3)$$

Em que,

VCDcp é o valor contábil da dívida de curto prazo, ou seja, das obrigações atuais da firma;

VCRcp é o valor contábil dos recursos atuais da firma;

VCest é o valor contábil dos estoques; e

VCDlp é o valor contábil das dívidas de longo prazo.

O modelo emprega somente dados contábeis, com exceção de VMA, sendo que o valor de reposição dos ativos é aproximado por AT, e D representa as dívidas de curto prazo menos os Ativos Circulantes Líquidos somadas ao valor contábil das dívidas de longo prazo. Assim, pode-se calcular o  $q$  facilmente a partir de informações simples, encontradas nos demonstrativos financeiros das companhias.

Em virtude dos resultados apresentados nos modelos de Klock e Thies (1995), Lindenberg e Ross (1981) e McConnell e Servaes (1995) interpretam o  $q$  de Tobin como um indicador das oportunidades de crescimento disponíveis para a empresa. Assim, tem-se que empresas com  $q$  elevado teriam mais estímulo para realizar novos investimentos de capital em comparação às que exibem um  $q$  mais baixo.

Klock e Thies (1995) empregaram uma interpretação similar da variável para testar hipóteses relacionadas à Teoria de Agência, onde buscaram demonstrar que em função de um baixo  $q$  para as empresas, os administradores tenderão, quando dispuserem de recursos suficientes, a aplicar em projetos com valor presente líquido nega-

tivo. Esta proposição é conhecida na literatura de finanças como Hipótese do Fluxo de Caixa Livre, nos quais há potenciais conflitos de interesse entre acionistas e administradores. Tais conflitos originam-se do comportamento de administradores que procuram atender os próprios interesses, tais como, salários altos e outros benefícios, reduzindo em contrapartida a riqueza dos acionistas (FAMÁ; BARROS, 2000).

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 A técnica de aproximação do $q$ de Tobin

Embora tenham sido propostos na literatura vários métodos para calcular o indicador  $q$  de Tobin, o método tradicional de L&R (LINDENBERG; ROSS, 1981) considerado teoricamente mais correto, apresenta grandes dificuldades de implementação empírica para o cálculo do valor de mercado exato do título da dívida de cada empresa. Essa dificuldade deve-se ao fato dos dados não estarem facilmente disponíveis, ou quando disponíveis envolver um demorado esforço computacional. Isto induz a uma série de simplificações para estimativa do Valor de Mercado da Dívida de Longo Prazo (VMDlp), bem como outras simplificações com o intuito de reduzir a captura de dados necessários à estimativa do  $q$  de Tobin. Contudo, estudos realizados comprovam que aproximações diferentes tendem a gerar valores semelhantes para o  $q$  (CHUNG; PRUITT, 1994). Portanto, nesta pesquisa, optou-se por utilizar o método de Chung e Pruitt (C&P) para o cálculo do indicador  $q$  de Tobin. A vantagem deste método é ele ser considerado mais conservador em relação às exigências de dados e esforços computacionais, quando comparado ao método tradicional de L&R.

A diferença principal entre os métodos L&R e C&P deve-se à aproximação do valor de substituição de recursos por seus valores nominais. Em um teste (CHUNG; PRUITT, 1994) compararam seu método de aproximação com o desenvolvido por Lindenberg e Ross (1981). Ambos utilizaram uma amostra de 10 empresas norte-americanas entre 1978 e 1987, onde a menor

amostra foi composta por 1.201 observações. Os resultados obtidos mostraram que em uma regressão comparativa entre os métodos C&P e L&R, no mínimo 96,6% da variação no  $q$  obtido pelo método de Lindenberg e Ross foi explicado pelo  $q$  aproximado de Chung e Pruitt. O estudo atestou considerável proximidade entre o método mais tradicional (L&R) e o simplificado (C&P). Assim o método C&P define um  $q$  aproximado por:

$$q = \frac{VMao + VCap + VCDlp + VCest + VCDcp - VCRcp}{AT} \quad (4)$$

Em que:

$q$  é o valor aproximado do  $q$  de Tobin;  
VMao é o valor de mercado das ações ordinárias negociadas na Bolsa de Valores, sendo calculado multiplicando-se o número de ações ordinárias da firma pela sua cotação na bolsa de valores;

VCap é o valor contábil das ações preferenciais da firma;

VCDlp é o valor contábil da dívida de longo prazo da firma, ou seja, seu exigível de longo prazo;

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

VCDcp é o valor contábil da dívida de curto prazo, ou seja, das obrigações atuais da firma (seu passivo circulante);

VNRcp é o valor contábil dos recursos atuais da firma, ou seja, seu ativo circulante; e

AT é o valor contábil dos recursos totais da firma, ou seja, seu ativo total.

O estudo emprega o método C&P, em que o valor de mercado das ações ordinárias foi obtido pela multiplicação do número de ações ordinárias pelo preço de fechamento da ação ordinária no último dia de negociação do trimestre em questão. O procedimento para obtenção do valor das ações preferenciais foi o mesmo utilizado na metodologia de Chung e Pruitt para o cálculo do valor de mercado das ações ordinárias, pois no mercado norte-americano as ações preferenciais possuem o pagamento de dividendos fixos e, portanto, são comercializadas como bônus.

No mercado brasileiro as ações preferenciais não possuem tal característica e, desta forma, foram calculadas por meio do valor de mercado das ações preferenciais, obtido pela multiplicação do número de ações preferenciais pelo preço de fechamento da ação preferencial no último dia de negociação do trimestre em questão. Os demais valores contábeis foram obtidos de forma idêntica à especificada na fórmula (4). Nesse contexto, utilizam-se apenas dados contábeis coletados a partir das informações contidas nas demonstrações contábeis das empresas, com exceções do Valor de Mercado das Ações Ordinárias (VMao) para as empresas brasileiras e norte-americanas e do Valor de Mercado das Ações Preferenciais para as empresas brasileiras no cálculo do  $q$ .

### 3.2 Modelos econométricos propostos para a determinação do comportamento do $q$ de Tobin para o setor siderúrgico

Com a intenção de prover informações adicionais sobre o desempenho financeiro do setor siderúrgico, através da utilização do  $q$  de Tobin, justifica-se explorar sua relação com outros fatores (operacionais e econômicos) relativos ao setor siderúrgico e à economia em geral. Contudo, é importante ressaltar que não se tem a intenção de desenvolver um modelo de previsão para o  $q$  de Tobin. O interesse se dá pela busca de implicações causais para o  $q$  de Tobin, como demonstrado em estudos empíricos, tais como, Lang e Stulz (1994), Li, Oum e Zhang (2004), Lindenberg e Ross (1981) e Montgomery e Wernerfelt (1988). Para este propósito examina-se um modelo de Regressão Linear Múltipla semelhante ao proposto por Li, Oum e Zhang (2004), com duas equações distintas: para empresas brasileiras e para as empresas norte-americanas.

A técnica de otimização matemática empregada para os dois modelos de regressão linear múltipla foi dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), utilizando o *software* EVIEWS 4.0<sup>7</sup> e adotando os valores médios de cada período para as variáveis independentes e depende em cada modelo.

#### 3.2.1 Modelo para as empresas brasileiras

O modelo geral a ser estimado para analisar o comportamento do  $q$  de Tobin em relação às variáveis macroeconômicas e às variáveis microeconômicas está representado na equação (5):

$$q_i = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j X_j + \sum_k \beta_k Y_k + \varepsilon_i \quad (5)$$

Em que,

$X_j$  são os fatores operacionais específicos da firma;

$Y_k$  são os fatores econômicos e financeiros do país;

$\varepsilon_i$  é o termo de erro aleatório.

Como variáveis empíricas referentes aos fatores propostos no modelo de regressão, optou-se por:

$X = (\text{CPV}, \text{IR});$

$Y = (\text{Spread}; \text{ICE}; \text{Tx. Desemp.}; \text{Imp.}; \text{Prod. Ind.}; \text{e Tx. Câmbio}).$

O vetor  $X$ , CPV é a média dos custos dos produtos vendidos das empresas siderúrgicas brasileiras analisadas em (US\$ bilhões); IR é a média da provisão de imposto de renda das empresas siderúrgicas brasileiras analisadas em (US\$ bilhões); ambos coletados trimestralmente nos demonstrativos contábeis das empresas siderúrgicas brasileiras.

Para o vetor  $Y$ , tem-se o *Spread* médio total das operações de crédito cobrado pelos bancos às pessoas jurídicas, elaborados e coletados na base de dados de séries temporais do Banco Central e expresso em porcentagem. Essa variável foi escolhida por acreditar-se que a mesma pode refletir mais facilmente a realidade do mercado financeiro do que a taxa básica de juros fixada pelo governo SELIC. O Índice de Confiança do Empresário industrial (ICE) foi coletado na base de dados de séries temporais do Banco Central. A Taxa de Desemprego do país (Tx. Desemp) representa a força de trabalho no país, como porcentagem da população total nas regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre; vale ressaltar que Taxa de Desemprego refere-se a pessoas com 15 anos

ou mais de idade, coletados na base de dados do IPEADATA e elaborados pelo IBGE.

O Nível de Importação (Imp), relativo ao país em (US\$ bilhões), foi coletado na base de dados de séries temporais do Banco Central, elaborados pelo Boletim Funcex de Comércio Exterior. A variação da Produção Industrial no País (Prod. Ind) em porcentagem é coletada na base de dados de séries temporais do Banco Central, elaborada pelo IPEA. A Taxa de Câmbio utilizada (Tx. Câmbio) é a taxa média que leva em conta a cotação do dólar comercial (R\$/US\$), e será utilizada no modelo econométrico brasileiro devido, sobretudo, à modificação da política cambial brasileira de fixo para flutuante, durante o período selecionado, sendo os dados elaborados pelo IPEA e coletados na base de dados do IPEADATA.

### 3.2.2 Modelo para as empresas norte-americanas

O modelo americano é semelhante ao modelo brasileiro. As variáveis representativas dos fatores propostos, no modelo de regressão americano, foram escolhidas de forma que tais variáveis pudessem se aproximar ao máximo das variáveis empregadas ao modelo brasileiro, com a finalidade de proporcionar comparações entre os modelos, portanto:

$X = (\text{CPV}, \text{IR});$

$Y = (\text{Prime}; \text{IEE}; \text{Tx. Desemp.}; \text{Imp.}; \text{e Prod. Ind.}).$

As variáveis CPV; IR; Tx. Desemp.; Imp.; e Prod. Ind. são as mesmas utilizadas pelo modelo brasileiro, porém aplicadas às empresas siderúrgicas e à economia americana. Os dados foram coletados junto à base de dados Económica, que também foi utilizada para coleta dos dados de empresas brasileiras. A variável *Prime* foi coletada na base de dados do IPEADATA e elaborada pelo *Federal Reserve of United States*, refere-se à taxa de juros americana que serve como base para empréstimos às pessoas jurídicas de maior credibilidade. O Índice de Expectativas Econômicas (IEE) nos

Estados Unidos foi coletado na base de dados do *Federal Reserve United States*. Este índice assemelha-se ao índice de confiança do empresário brasileiro.

### 3.3 Testes estatísticos

Com o objetivo de verificar a significância estatística dos resultados obtidos na análise dos modelos econométricos brasileiros e americanos, optou-se por utilizar o teste de significância *t de student*, o teste *d* de Durbin-Watson para detectar autocorrelação, o fator de inflação da variância *FIV* para verificar a presença de colinearidade e os coeficientes de determinação  $R^2$  e  $R^2_{ajust.}$

Como parâmetros na pesquisa adotaram-se: (1) o valor  $p$  (valor de probabilidade), também conhecido como nível de significância observado, que será utilizado para verificar a significância da variável explicativa analisada. O valor de  $p$ , adotado como regra prática para análise de significância da variável explicativa, será menor ou igual a 0,05 ( $p \leq 0,05$ ); (2) o teste *d*, conhecido como estatística *d* de Durbin-Watson, é empregado com a finalidade de detectar correlação serial, sua vantagem está em basear-se nos resíduos estimados, que são calculados rotineiramente na análise de regressão. Assim, se *d* for próximo de dois, pode-se presumir que não há autocorrelação ( $d \approx 2,00$ ); (3) os coeficientes de determinação  $R^2$  e  $R^2_{ajust.}$  foram utilizados com o objetivo de mensurar o percentual da variação da variável dependente (neste estudo a variável  $q$ ) explicada pelo modelo de regressão; (4) o fator de inflação da variância *FIV* busca verificar a velocidade com que as variâncias e covariâncias aumentam, demonstrando com isso a presença de multicolinearidade. Para indicar a presença de multicolinearidade adotar-se-á um *FIV* maior que 10 juntamente com um valor de  $R^2_{ajust.}$  maior que 90% e a presença de poucas razões *t* significativas no modelo (GUJARATI, 2000).

### 3.4 Descrição dos dados empregados

As informações sobre as indústrias siderúrgicas de capital aberto foram obtidas nas Demons-

trações Contábeis coletadas no *site* da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), *New York Stock Exchange* (NYSE) e na base de dados ECONOMÁTICA, além dos valores de suas respectivas ações. As empresas brasileiras listadas na BOVESPA e as americanas com cotação na NYSE que compuseram a amostra são: Aços Especiais Itabira (ACESITA SA); Aços Villares SA; Companhia Siderúrgica Belgo (ARCELOR Brasil SA); Companhia Siderúrgica Paulista (COSIPA); Companhia Siderúrgica Nacional (CSN/VICUNHA SIDERURGIA); Companhia Siderúrgica Tubarão (CST); Empresa Siderúrgica Rio Grandense (GERDAU SA); Usinas Siderúrgicas de Minas Gerais (USIMINAS SA); Carpenter Technology Corp. (CARPETER TEC.); Comercial Metal Co. (CMC); Nucor Corp. (NUCOR); Steel Dynamics Inc. (SDI); United States Steel Corp. (USS) e Worthington Industries Inc (WORTHINGTON). Apresentam-se na Tabela 1 os dados da amostra.

Pode-se verificar que as empresas brasileiras normalmente apresentam ações cotadas na bolsa de valores em duas classes, ordinárias (ON) e preferenciais (PN), com exceção da Companhia Siderúrgica Nacional, que apresenta apenas ações ordinárias. Devido a este fato, as empresas brasileiras apresentam dois códigos na bolsa de valores, referentes às ações ordinárias e preferenciais

respectivamente. As companhias norte-americanas possuem ações cotadas somente como ordinárias (*Common – Com*). Outro dado importante refere-se à participação da empresa no índice de sua respectiva bolsa de valores (IBOVESPA: BOVESPA ou *DowJones*: NYSE).

Os dados foram coletados no ECONOMÁTICA na periodicidade trimestral entre 1997 e 2005. O período selecionado deve-se à disponibilidade dos dados apresentados nos demonstrativos financeiros das empresas. Apesar de concluída a desestatização do setor em 1994, deve-se considerar que entre 1994 e 1997 o setor siderúrgico encontrava-se em processo de transição administrativa, na qual os novos grupos controladores reafirmavam suas atuais posições no mercado. Considerando 4 trimestres por ano e um período amostral de 9 anos (entre 1997 e 2005), tem-se um total de 36 observações para cada variável utilizada.

Dados econômicos e relativos ao desempenho do setor siderúrgico também foram capturados no Instituto Brasileiro de Siderurgia (IBS); do *International Iron and Steel Institute* (IISI); do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES); do Banco Central do Brasil (Bacen); do Federal Reserve of United States (FED) e da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA).

**Tabela 1** – Empresas integrantes da amostra.

Empresa	Classe	Bolsa	Código	País	Part.*
Acesita	ON/PN	Bovespa	ACES3/ACES4	BR	0,371
Aços Villares	ON/PN	Bovespa	AVIL3/AVIL4	BR	0*
Arcelor BR	ON/PN	Bovespa	ARCE3/ARCE4	BR	1,644
Carpenter Tech	Com	NYSE	CRS	USA	0*
Commercial Metals	Com	NYSE	CMC	USA	0*
Cosipa	ON/PN	Bovespa	CSPC3/CSPC3	BR	0*
Gerdau	ON/PN	Bovespa	GGBR3/GGBR4	BR	2,744
Nucor	Com	NYSE	NUE	USA	0,13
Siderúrgica Nacional	ON	Bovespa	CSNA3	BR	2,943
Siderúrgica Tubarão	ON/PN	Bovespa	CSTB3/CSTB4	BR	0*
Steel Dynamics	Com	NYSE	STLD	USA	0*
United States Steel	Com	NYSE	X	USA	0,06
Usiminas	ON/PN	Bovespa	USIM3/USIM5	BR	4,568
Worthington Ind	Com	NYSE	WOR	USA	0*

\*Part.: Participação da empresa no índice de sua respectiva bolsa de valores, sendo que o índice "0", representa valores inferiores a 0,05.

Fonte: Economática ([2005?]).



## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 O $q$ de Tobin das siderúrgicas brasileiras e norte-americanas

Os valores do  $q$  de Tobin foram calculados trimestralmente para cada empresa e optou-se por apresentar o seu valor médio anual nas Tabelas 2 e 3. A apresentação dos valores trimestrais tornaria as tabelas extensas e de complexa visualização para o leitor. Ressalta-se que ao apresentar o valor médio anual do  $q$  de Tobin, que foi obtido pela média simples dos valores trimestrais calculados, não houve distorção na discussão dos resultados, pois sua análise permanece inalterada ao visualizar os dados anuais ou trimestrais.

No decorrer dos anos de 1997 a 2005 houve um aumento médio do  $q$  de Tobin para as empresas brasileiras analisadas, evidenciando uma tendência de aumento ao longo do período. A empresa com maior média foi a Usiminas com um  $q$  de Tobin de 1,20, seguido pela Gerdau com 1,16 e a Arcelor com 1,06. As demais companhias siderúrgicas apresentam valores inferiores a 1, mesmo assim, a Acesita com o  $q$  de 0,98 foi superior a média total das empresas siderúrgicas analisadas (0,97).

O  $q$  de Tobin pode ser interpretado como indicador de oportunidade de crescimento. As companhias com um  $q$  mais elevado possuem maior estímulo para realizar novos investimentos de capital em relação às que apresentam o  $q$  mais modesto. Assim, a Usiminas, Gerdau e a Arcelor enquadram-se como as companhias de maior estímulo para novos investimentos. Verifica-se que a Usiminas

possui em quase todos os períodos selecionados um  $q$  maior que 1, a exceção ocorreu apenas em 2005. A companhia Gerdau passou a apresentar em 2000, um indicador maior que 1 com tendências de aumento. Para a Gerdau, o ano de 2004 destacou-se na série por mostrar um  $q$  superior a 2, representando o maior  $q$  de Tobin das empresas brasileiras amostradas. As demais companhias apresentaram em 2004 e 2005 índice superior a 1 e ainda ressalta-se que as companhias Acesita e Cosipa já obtiveram  $q$  superior a 1 em 2003 e 2002, respectivamente.

Deve-se mencionar que em 2004 e 2005 as empresas siderúrgicas brasileiras apresentaram um  $q$  de Tobin superior a 1, indicando estímulos a novos investimentos, a exceção foi por conta da companhia Usiminas em 2005. A partir da média do  $q$  de Tobin de 0,99 em 2002 e média total do período de 0,97, pode-se inferir que as empresas analisadas tornaram-se maximizadoras de valor e aproveitaram as oportunidades disponíveis para a expansão rentável do negócio.

Em relação às empresas norte-americanas, os valores do  $q$  de Tobin são apresentados anualmente na Tabela 3.

Ao contrário das empresas brasileiras que apresentaram um aumento médio ao longo do período selecionado, as norte-americanas mostram variação sem tendência ao longo do período. A média do  $q$  de Tobin total ao longo do período, de 0,88 foi inferior à média brasileira. A companhia de maior  $q$  foi a Nucor com um índice médio de 1,16, seguida pela Worthington Industries com um  $q$  de 1,10 e da Steel Dynamics

Tabela 2 –  $q$  de Tobin médio das empresas brasileiras.

Empresas	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Média
Acesita	0,79	0,77	0,85	0,99	0,92	0,97	1,04	1,23	1,29	0,98
Arcelor BR	0,62	0,68	0,70	0,78	0,70	0,93	1,30	1,94	1,89	1,06
Aços Villares	0,72	0,75	0,89	0,85	0,82	0,85	0,91	1,05	1,18	0,89
Cosipa	0,81	0,82	0,61	0,64	0,82	1,03	1,08	1,21	-	0,88
CSN	0,51	0,44	0,62	0,64	0,65	0,68	0,81	1,01	1,06	0,71
CST	0,76	0,72	0,79	0,83	0,78	0,82	0,97	1,08	1,27	0,89
Gerdau	0,91	0,82	0,98	1,07	1,02	1,16	1,47	2,24	1,83	1,16
Usiminas	1,01	1,14	1,18	1,19	1,31	1,49	1,37	1,20	0,92	1,20
Média	0,77	0,77	0,83	0,87	0,88	0,99	1,12	1,25	1,35	0,97

Tabela 3 –  $q$  de Tobin médio das empresas norte-americanas.

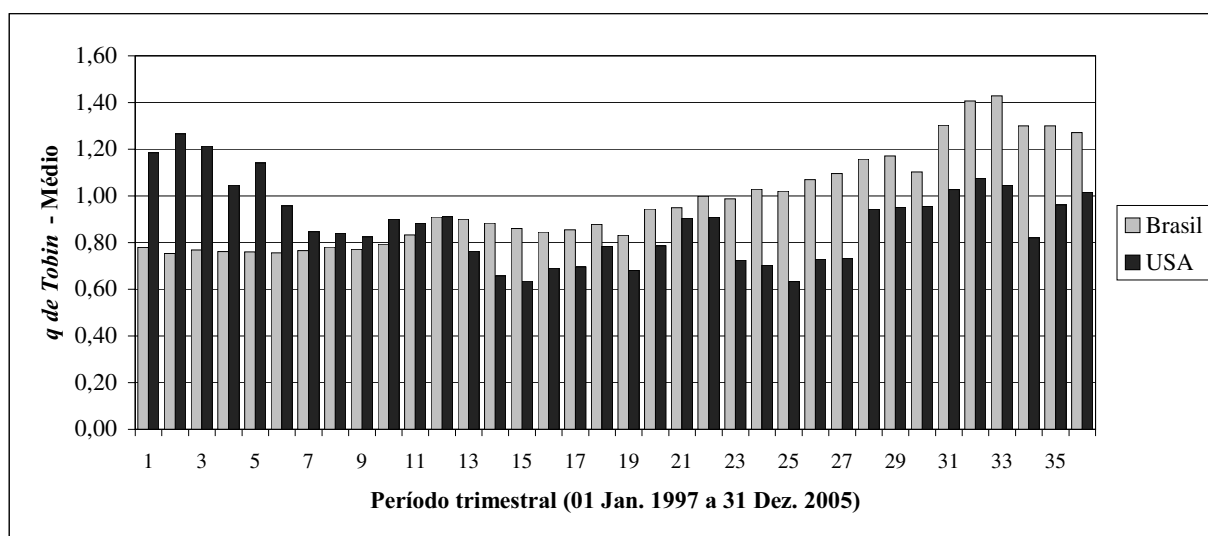
Empresas	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Média
<b>Carpenter Technology</b>	-	-	0,66	0,64	0,63	0,57	0,54	0,83	0,94	0,69
<b>Comercial Metal</b>	-	-	0,59	0,53	0,55	0,60	0,58	0,78	0,97	0,66
<b>Nucor</b>	1,58	1,30	1,18	0,88	0,98	1,08	0,97	1,25	1,25	1,16
<b>Steel Dynamics</b>	-	-	1,27	0,89	0,89	0,98	0,94	1,23	1,06	1,04
<b>United States Steel</b>	0,59	0,52	0,48	0,36	0,38	0,36	0,45	0,64	0,50	0,48
<b>Worthington Industries Inc.</b>	1,36	1,02	1,09	0,81	0,99	1,27	1,07	1,28	1,05	1,10
<b>Média</b>	1,18	0,95	0,88	0,69	0,74	0,81	0,76	1,00	0,96	0,88

com 1,04. As demais companhias apresentam um  $q$  relativamente baixo em comparação às empresas brasileiras e demais norte-americanas. A *United States Steel* apresentou  $q$  médio abaixo de 0,50, o que conota desestímulo a novos investimentos. Não houve um ano em que todas as empresas norte-americanas apresentaram o índice superior a 1, sendo que 1997 foi o período de melhor desempenho. O segundo ano de melhor desempenho foi 2004 com resultado médio igual a 1, representando uma neutralidade aos estímulos a novos investimentos.

No Gráfico 1 apresentam-se os resultados do  $q$  de Tobin médio anual em conjunto das empresas brasileiras e norte-americanas. É possível notar o crescimento do  $q$  de Tobin das empresas siderúrgicas brasileiras. Por outro lado, para as companhias siderúrgicas norte-americanas observa-se

uma variação sem tendência, ou leve redução do  $q$  de Tobin.

Um ponto a ser considerado na análise dos dados apresentados refere-se à Teoria da Agência. Klock e Thies (1995) demonstram que empresas com  $q$  de Tobin igual a 1 podem ser classificadas como maximizadoras de valor, sendo que as empresas expostas a problemas de subinvestimento apresentam  $q$  de Tobin maior que 1 e as expostas à presença de sobreinvestimento menor que 1. Sob esta ótica as empresas siderúrgicas brasileiras apresentavam inicialmente problemas de sobreinvestimento. Desse modo, no decorrer dos anos, com a consolidação das privatizações e abertura econômica do país, buscaram maximizar seu valor, apresentando no final do período problemas de subinvestimento e isto pode significar não aproveitamento de oportunidades lucrativas.

Gráfico 1 –  $q$  de Tobin médio das empresas brasileiras e norte-americanas.

Outro fato interessante abordado pela Teoria da Agência diz respeito ao caso de potenciais conflitos de interesse entre administradores e acionistas, demonstrando que quando os administradores dispõem de recursos, estes tendem a aplicar os recursos em projetos com valor presente líquido negativo como, por exemplo, salários mais altos e outros benefícios, deixando de maximizar a riqueza dos acionistas (KOCH; SHENOY, 1999). Sob este prisma, as empresas siderúrgicas brasileiras, de maneira geral, buscaram atender aos interesses de seus acionistas, sobretudo em 2002, período no qual o valor médio do  $q$  foi 0,99.

Em relação às empresas siderúrgicas norte-americanas, de acordo com a Teoria da Agência, estas se apresentaram expostas ao problema de sobreinvestimento, considerando o  $q$  médio ser inferior a 1. Nesse ponto, destacam-se companhias *United States Steel*, a *Comercial Metal* e a *Carpenter Technology* que obtiveram o  $q$  de Tobin inferiores a 1 ao longo do período.

#### 4.2 Os Determinantes do $q$ de Tobin das siderúrgicas brasileiras e norte-americanas

Os dados analisados nos modelos econométricos para os mercados brasileiros e americanos foram coletados trimestralmente entre 1997 e 2005,

desta forma cada variável analisada comporta-se como uma série temporal de 36 observações. Calculou-se trimestralmente o valor médio de cada variável por setor, ou seja, tomando como exemplo, o modelo das empresas brasileiras, os valores da variável dependente ( $q$  de Tobin) foram calculados por meio da média dos valores de  $q$  encontrado para cada uma das empresas brasileiras em seu respectivo trimestre.

Com a intenção de diagnosticar possíveis problemas de estimação econométrica, optou-se por utilizar na verificação de autocorrelação o  $d$  de “Durbin-Watson”, aceitando como regra prática que um  $d$  nas proximidades de dois indicaria ausência de autocorrelação de primeira ordem. Para o teste de colinearidade optou-se por utilizar o fator de inflação da variância “FIV”, assumindo como regra prática de presença de colinearidade FIV maior que 10,00, associado a um  $R^2_{ajust.}$  acima de 90,00% e não significância estatística da variável analisada. Como verificação da significância das variáveis utilizou-se o valor  $p$  e  $t$ , tendo como regra prática  $p < 0,05$  e  $t$  maior que dois em módulo, objetivando uma região de aceitação de 95,0%.

Na Tabela 4 descrevem-se os resultados das análises de regressão para as empresas siderúrgicas brasileiras.

Para o modelo econométrico brasileiro as variáveis *ICE*, *IR*, *Imp.* e *Prod. Ind.* se mostraram

Tabela 4 – Regressão para as siderúrgicas brasileiras.

Variáveis	Coef.	Desv.	$t$	$P$	FIV
Constante	0,1939	0,3537	0,55	0,5880	
Spread	-0,0057	0,0027	-2,07	0,0480	2,3
ICE	-0,0001	0,0027	-0,03	0,9760	1,4
Tx. Desemp.	0,0391	0,0178	2,20	0,0370	1,4
CPV	0,0169	0,0058	2,90	0,0070	4,5
IR	0,0163	0,0139	1,18	0,2480	2,4
Imp.	-0,0007	0,0129	-0,05	0,9600	5,1
Prod. Ind.	-0,0011	0,0006	-1,81	0,0810	4,6
Tx. Câmbio	0,0026	0,0011	2,46	0,0210	3,1
$R^2$			86,7%		
$R^2_{ajust.}$			82,8%		
$d$ – Durbin-Watson			1,77		

não significativas. A variável *Spread* mostrou-se significativa apresentando sinal negativo como esperado, sendo que o coeficiente de regressão parcial da variável significa que, mantendo constante todas as outras variáveis, um aumento de um ponto percentual no *spread* bancário reduz em 0,0057 o valor do  $q$ , demonstrando que o aumento do *spread* bancário nas operações de crédito a pessoas jurídicas promove um desestímulo ao investimento.

A variável *Tx. Desemp.* mostrou-se significativa e relacionada positivamente com o  $q$ , sendo que o coeficiente de regressão parcial desta variável significa que, mantendo constante todas as outras variáveis, uma elevação de um ponto percentual desta variável aumentaria em média 0,0391 o valor do  $q$ , evidenciando que um aumento da taxa de desemprego promove um estímulo a novos investimentos devido, sobretudo, ao aumento da força de trabalho com a possibilidade de menores custos salariais. A variável *CPV*, ao apresentar-se significativa e com sinal positivo, aponta que um aumento de um bilhão de dólares, nos custos de produtos vendidos, promoveria uma elevação de 0,0169 no  $q$ .

A variável *Tx. Câmbio* foi introduzida no modelo como uma variável *dummy*, objetivando corrigir distorções promovidas pela alteração da política cambial brasileira, de câmbio fixo para

câmbio flutuante, sendo assim além desta se mostrar significativa, apresentou-se com sinal positivo, o que pode ser esperado ao contemplar estes aspectos, sendo que o coeficiente de regressão parcial desta variável significa que, uma valorização cambial de 0,01 reais em relação ao dólar, promoveria um aumento médio de 0,0026 no  $q$ .

O modelo obteve elevados valores de  $R^2$  e  $R^2_{ajust.}$  e sem apresentar qualquer problema em seu fator de inflação da variância *FIV* para quaisquer uma das variáveis, eliminando portanto, a possibilidade de colinearidade dos dados. E um valor de  $d$  da estatística Durbin-Watson próximo a dois, também sugerindo a ausência de possíveis problemas de autocorrelação. Na Tabela 5 descrevem-se os resultados das análises de regressão para as empresas siderúrgicas norte-americanas.

Para o modelo econométrico americano todas as variáveis explicativas mostraram-se significativas. A taxa de juros de referência para empréstimos na economia americana *Prime*, apresentou-se com sinal positivo, o que poderia a princípio parecer uma incoerência, dado que macroeconomistas como Mankiw (2003) afirmam que à medida que a taxa de juros de referência se eleva há um desestímulo ao investimento. Tal resultado pode ser analisado sob uma ótica diferente. Sabendo que a economia americana controla sua taxa de inflação por meio da taxa de juros, esta relação

Tabela 5 – Resultado para as siderúrgicas norte-americanas.

Variáveis	Coef.	Desv.	$t$	$P$	FIV
Constant	-1,8064	0,6196	-2,92	0,0070	
Prime	0,1204	0,0253	4,75	0,0000	13,1
IEE	0,0203	0,0047	4,32	0,0000	2,9
Tx. Desemp.	0,2423	0,0585	4,15	0,0000	8,8
CPV	0,0048	0,0016	3,00	0,0060	12,4
IR	0,0236	0,0091	2,61	0,0140	3,6
Imp.	-0,0077	0,0018	-4,24	0,0000	7,3
Prod. Ind.	-0,0239	0,0081	-2,94	0,0070	3,3
$R^2$			82,1%		
$R^2_{ajust.}$			77,7%		
$d$ – Durbin-Watson			1,62		

positiva, pode estar refletindo em um momento anterior o aumento do consumo americano, ocasionando um aumento na demanda e na produção siderúrgica, ocorrendo uma elevação da taxa de juros objetivando conter este excesso de demanda, que poderia ocasionar um aumento inflacionário em um momento posterior.

Outra possibilidade refere-se à relação poupança e investimento, uma vez que a taxa *Prime* além de ser a taxa de referência aos empréstimos cobrados pelos bancos, também influencia o nível de poupança americana estimulando, portanto, um aumento nos níveis de investimento, promovido pelo aumento da poupança privada. O coeficiente de regressão parcial desta variável significa que, mantendo constante todas as outras variáveis, uma elevação de um ponto percentual na taxa “prime”, promoveria um aumento de 0,1204, em média no  $q$ . Apesar do *FIV* exceder a regra prática assumida de 10,00, deve-se ressaltar que o valor de  $R^2_{ajust.}$  não excedeu os 90,00%, bem como a variável apresentou-se com um valor de  $t$  estatisticamente significativa. Sobretudo, indícios de problemas de multicolinearidade podem estar relacionados a micronumerosidade dos dados.

O coeficiente associado ao IEE apresentou-se positivo como esperado, indicando que quanto maior a expectativa econômica futura, maior será o estímulo a novos investimentos e o coeficiente de regressão parcial desta variável significa que, mantendo constante todas as outras variáveis, um aumento de um ponto no índice de expectativa econômica, promoveria uma elevação de 0,0203 no  $q$ . O coeficiente *Tx. Desemp.*, semelhante ao caso das empresas brasileiras, apresentou-se significativo e com sinal positivo, confirmando a observação realizada no modelo brasileiro em relação à força de trabalho. Esse coeficiente de regressão parcial significa que, mantendo constante todas as outras variáveis, um aumento de um por cento na taxa de desemprego elevaria em 0,0391, em média, o  $q$ .

A variável *CPV* mostrou-se significativa e com sinal positivo, assim como no modelo brasileiro, demonstrando que o aumento dos custos dos produtos vendidos promove um estímulo a

novos investimentos, objetivando a redução deste custo e o aumento da eficiência marginal do capital. Apesar desta variável também apresentar o *FIV* acima de 10,00, deve-se ressaltar que além do valor de  $R^2_{ajust.}$  ter excedido 90%, a variável apresentou-se estatisticamente significativa. A variável *IR* segue a mesma linha de raciocínio que os custos dos produtos vendidos, visto que uma provisão maior de imposto de renda acaba relacionando-se positivamente com o investimento.

A variável *Imp.*, relacionada às importações do país, apresentou-se negativamente relacionada com o  $q$ , o que de certa forma era esperado, visto que um aumento do nível de importação no país sede das empresas analisadas tende a desestimular novos investimentos, sobretudo se o aumento das importações for significativo sobre a produção siderúrgica. O coeficiente de regressão parcial desta variável sugere que um aumento de um bilhão de dólares nas importações norte-americanas reduziria em 0,0077 o  $q$ .

A variável *Prod. Ind.* que representa a variação da produção industrial mostrou-se com sinal negativo e o coeficiente de regressão parcial desta variável significa que, sendo o mais constante, um aumento de um ponto percentual na variação da produção industrial reduziria em 0,0011 o  $q$ . Uma possível explicação para esta relação inversa pode ser encontrada na relação entre a eficiência marginal do capital e o investimento, uma vez que o aumento produtivo pode estar relacionado a um aumento da eficiência marginal do capital, tem-se de acordo com a ótica Keynesiana, um desestímulo a novos investimentos, assim como o aumento do volume de investimento promove a redução da eficiência marginal do capital.

Simonsen (1979) com base em Keynes (1973) observou que a eficiência marginal do capital decresce com o aumento do volume de investimentos, em virtude de duas razões: a primeira, mais relevante a curto prazo, relaciona-se aos custos crescentes da produção de bens de capital à medida que cresce a sua venda, devido a um aumento da pressão de demanda; a segunda, mais relevante a longo prazo do que a curto prazo, são os próprios rendimentos decrescentes do fator capital.

## 5 CONCLUSÕES

O presente estudo buscou apresentar um estudo econométrico entre o  $q$  de Tobin e variáveis macro e microeconômicas que influenciam no desempenho do setor siderúrgico brasileiro e norte-americano. O modelo de regressão linear múltipla, empregado para as empresas siderúrgicas brasileiras, apresentou-se com um valor de  $R^2$  igual a 86,75% e  $R^2_{ajust.}$  Igual a 82,8%, enquanto o modelo empregado para as empresas siderúrgicas norte-americanas apresentou-se com um valor de  $R^2$  igual a 82,1% e  $R^2_{ajust.}$  Igual a 77,7%. Os modelos econométricos apresentaram-se bem especificados, visto que no caso do modelo empregado para as empresas siderúrgicas brasileiras, o valor de  $FIV$  inferior a 6 demonstrar a não presença de colinearidade, já para as empresas americanas, apesar das variáveis *Prime* e *CPV* apresentarem um valor de  $FIV$  superior a 10, todas as variáveis apresentaram-se significativas, o que também contribui para a não presença de colinearidade.

A análise realizada indicou que as variáveis macroeconômicas utilizadas nos modelos econométricos demonstram que a taxa de juros, a taxa de desemprego e o custo produtivo (Custo dos Produtos Vendidos – CPV) foram fatores de influência determinante para explicar o comportamento do  $q$  de Tobin, tanto para as empresas brasileiras como para as empresas norte-americanas. Tais resultados apresentam-se em conformidade com a pesquisa de Li, Oum e Zhang (2004) foi realizado para o desempenho do setor de aviação, no qual fatores macroeconômicos e específicos do setor demonstram-se significativos ao explicar o comportamento do  $q$  de Tobin. Desta forma, pode-se concluir que a variável  $q$  de Tobin capta os principais fatores macro e microeconômicos que impactam no setor siderúrgico, no período de 1997 a 2005.

Como limitações da pesquisa, observam-se a disponibilidade de todos os dados para período amostral estudado e, ao empregar dados secundários, deve-se creditar a confiabilidade destes dados com bases de coletas utilizadas, que por ser tratarem de dados financeiros e/ou contábeis são geralmente auditados. Outra limitação refere-se ao estudo cir-

cunscrever ao setor siderúrgico, pois embora, Li, Oum e Zhang tenham realizado pesquisas semelhantes em 2004 para o setor de aviação, ainda não é possível generalizar os resultados aos demais setores.

Para pesquisas futuras sugere-se que sejam empregados diferentes períodos de análises, que se amplie o estudo para diferentes setores e que sejam adotadas outras metodologias estatísticas, como a utilização de modelos de regressão com dados em painel.

## REFERÊNCIAS

ANDRADE, M. L. et al. **Impactos da privatização no setor siderúrgico: gerência setorial de mineração e metalurgia**. Brasília: BNDES, 2001. (Relatórios Setoriais; AO2).

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, v. 45, n. 7, p. 1008-1024, July 1999.

CHUNG, K. H.; PRUITT, S. W. A simple approximation of Tobin's  $q$ . **Financial Management**, Tampa, v. 23, n. 3, p. 70-74, Autumn 1994.

ECONOMATICA. [2005?]. Disponível em: <<http://www.economatica.com/pt/>>. Acesso em: 02 jan. 2006.

FAMÁ, R.; BARROS, L.  $Q$  de Tobin e seu uso em finanças: aspectos metodológicos e conceituais. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 7, n. 4, p. 27-43, out./dez. 2000.

FAZZARI, S. M.; HUBBARD, G.; PETERSEN, B. Financing constraints and corporate investment. In: PERRY, G. L.; BRAINARD, W. C. (Ed.). **Brookings papers on economic activity**. Washington, DC.: Brookings Institution Press, 1998. v. 1, p. 141-95.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Pearson Education, 2000.

HELMUTH, J. A. Tobin's q ratio and electric utility regulation. **Review of Business and Economic Research**, New Orleans, v. 25, n. 2, p. 1-12, Spring 1990.

HOWE, K. M.; VOGT, S. C. On q. **The Financial Review**, Tallahassee, v. 31, n. 2, p. 265-287, May 1996.

IBS – INSTITUTO BRASILEIRO DE SIDERURGIA. **Anuário estatístico da siderurgia brasileira**. Rio de Janeiro, 2005.

JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, v. 3, n. 4, p. 305-360, Oct. 1976.

KEYNES, J. M. **The general theory of employment interest and money**. London: Macmillan, 1973.

KLOCK, M.; THIES, C. F. A test of Stulz's overinvestment hypothesis. **The Financial Review**, Tallahassee, v. 30, n. 3, p. 387-399, Aug. 1995.

KOCH, P. D.; SHENOY, C. The information content of dividend and capital structure policies. **Financial Management**, Tampa, v. 28, n.4, p. 16-36, Winter 1999.

LANG, L. H. P.; STULZ, R. M. Tobin's q, corporate diversification and firm performance. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 102, n. 6, p. 1248-1280, Dec. 1994.

LEE, D. E.; TOMPKINS, J. G. A modified version of the Lewellen and Badrinath measure of Tobin's Q. **Financial Management**, Tampa, v. 28, n. 1, p. 20-32, Spring 1999.

LEWELLEN, W. G.; BADRINATH, S. G. On the measurement of Tobin's q. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, v. 44, n. 1, p. 77-123, Apr. 1997.

LI, M. Z. F.; OUM, T. H.; ZHANG, Y. Tobin's q and airline performances. **Public Works Management & Policy**, Thousand Oaks, v. 9, n. 1, p. 51-65, July 2004.

LINDENBERG, E.; ROSS, S. Tobin's q ratio and industrial organization. **Journal of Business**, Chicago, v. 54, n. 1, p. 1-33, Jan. 1981.

MCCONNELL, J. J.; SERVAES, H. Additional evidence on equity ownership and corporate value. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, v. 27, n. 2, p. 595-612, Oct. 1990.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Equity ownership and the two faces of debt. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, v. 39, n. 1, p. 131-158, Sept. 1995.

MANKIWI, N. G. **Macroeconomics**. 5th ed. New York: Worth Publishers, 2003.

MONTGOMERY, C. A.; WERNERFELT, B. Tobin's q and the importance of focus in firm performance. **The American Economic Review**, Nashville, v. 78, n. 4, p. 246-250, Winter 1988.

REINHART, W. J. **The theoretical development and empirical investigation of a relative valuation concept**. 1977. Dissertation (PhD in Business) – University of North Carolina, Chapel Hill, 1977.

SHIN, H.; STULZ, R. **Firm value, risk and growth opportunities**. Cambridge: NBER, 2000. (Working Paper; 7808).

SIMONSEN, M. H. **Teoria microeconômica**. Rio de Janeiro: FGV, 1979.

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 1, n. 1, p. 15-29, Feb. 1969.

\_\_\_\_\_; BRAINARD, W. Pitfalls in financial model-building. **The American Economic Review**, Nashville, v. 58, n. 2, p. 99-122, May 1968.