

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O IMPACTO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO
SOBRE O RETORNO DA AÇÃO DA CSN**

ADRIANO AUGUSTO SALAI PEREIRA

Matrícula nº: 116082914

ORIENTADOR: PROF. DR. ALEXANDRE B. CUNHA

MAIO 2020

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O IMPACTO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO
SOBRE O RETORNO DA AÇÃO DA CSN**

ADRIANO AUGUSTO SALAI PEREIRA

Matrícula nº: 116082914

ORIENTADOR: PROF. DR. ALEXANDRE B. CUNHA

MAIO 2020

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do(a) autor(a)

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, pelos sacrifícios que passaram para que eu tivesse a oportunidade de cursar o ensino superior. Junto deles, agradeço ao meu irmão André, pelo incentivo que me proporcionou nos momentos difíceis ao longo desse período.

Agradeço também ao Professor Alexandre B. Cunha, que com muita paciência e empenho me orientou neste trabalho.

Sou grato aos professores que tive durante o curso de economia. Eles me fizeram crescer não só intelectualmente, mas também como pessoa. Agradeço também aos amigos que conheci durante esses quatro anos, pois sempre se mostraram dispostos a ajudar em diversas circunstâncias.

RESUMO

Esse trabalho analisa o impacto da variação cambial no retorno das ações da Companhia Siderúrgica Nacional no período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2018. Com 228 observações mensais, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é utilizado para analisar o impacto do câmbio sobre o retorno da ação da empresa. São adicionadas, posteriormente, *dummies* em períodos de instabilidade nos mercados com o objetivo de analisar isoladamente o efeito do câmbio nesses períodos. Após isso são adicionadas variáveis específicas da empresa, sendo elas o grau de endividamento em moeda estrangeira de curto e longo prazo. De acordo com os resultados obtidos, há indícios da existência de exposição cambial da empresa em períodos de crise, como em 2002, na crise de 2008-09 e na crise de 2014-16. Além disso, não se obtiveram evidências que os indicadores do grau de endividamento em moeda estrangeira de curto e longo prazo da firma fossem relevantes para a determinação do grau de exposição cambial. Contudo, verificou-se que essas variáveis podem afetar a significância estatística de pelo menos uma das demais variáveis.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	7
CAPÍTULO I – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	10
CAPÍTULO II – VARIÁVEIS UTILIZADAS, BASES DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	14
CAPÍTULO III – ANÁLISE ECONOMETRICA	18
CONSIDERAÇÕES FINAIS	33
APÊNDICE A	35
APÊNDICE B.....	40
REFERÊNCIAS.....	43

ÍNDICE DE TABELAS

TABELA 1.....	14
TABELA 2.....	18
TABELA 3.....	19
TABELA 4.....	20
TABELA 5.....	22
TABELA 6.....	23
TABELA 7.....	24
TABELA 8.....	26
TABELA 9.....	27
TABELA 10.....	28
TABELA 11.....	29
TABELA 12.....	30
TABELA 13.....	31
TABELA 14.....	35
TABELA 15.....	36
TABELA 16.....	36
TABELA 17.....	37
TABELA 18.....	40
TABELA 19.....	41
TABELA 20.....	41
TABELA 21.....	42
TABELA 22.....	42

ÍNDICE DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1	37
GRÁFICO 2	38
GRÁFICO 3	38
GRÁFICO 4	39
GRÁFICO 5	39

INTRODUÇÃO

A exposição cambial pode ser explicada, em poucas palavras, como o efeito causado por variações na taxa de câmbio que gera impactos no desempenho de uma empresa. Existe uma vasta literatura que busca quantificar esse efeito em questão analisando o impacto da desvalorização cambial sobre a cotação das ações de firmas.

Conforme afirmado no estudo de Adler e Dumas (1984), até as empresas locais podem sofrer com esse risco. Isso decorre do fato de que empresas locais podem oferecer serviços às empresas ligadas à exportação e importação e com variações na taxa de câmbio, as empresas ligadas à exportação e importação podem impactar a demanda das empresas locais. Também foi constatado, no estudo de Jorion (1990) e no de Choi e Prasad (1995), que existe uma correlação entre o grau de operação de uma firma no exterior e a magnitude da exposição cambial. Dominguez e Tesar (2006) complementam em seu estudo que empresas sem acesso aos instrumentos de *hedge*, como empresas pequenas, podem estar mais expostas ao risco cambial.

O trabalho de Muller e Verschoor (2006) realizou um *survey* da literatura disponível relacionada ao tema da exposição cambial e apresentou a divisão do risco cambial. Esse risco é dividido, pela natureza de sua origem, em três fontes: o proveniente da esfera transacional-contratual, da esfera contábil e da competitiva. Além disso, Marshall (2000) analisou o gerenciamento do risco cambial e apresentou as estratégias utilizadas pelas empresas para atenuar o risco cambial em cada uma dessas três esferas.

Ao analisar o problema da exposição cambial em empresas nacionais, Pontes (2010) utiliza um modelo de mínimos quadrados ordinários, matriz robusta de Newey West e *dummies* em períodos de crises para estudar o impacto causado pela variação cambial sobre o retorno nas ações da Aracruz Celulose. Takaki (2011) utiliza um modelo similar para analisar o mesmo impacto sobre as ações da CEMIG e encontra evidências do impacto da desvalorização do câmbio sobre o retorno das ações da empresa. Marinho (2015), por sua vez, também utiliza um modelo similar aos anteriores e encontra evidências de relação negativa entre a desvalorização do câmbio e o retorno na ação da Braskem em períodos de crise como na crise 2008-09. Além desses, Guimarães (2017) adiciona a *dummy* da crise de 2014-16 ao seu modelo para analisar a exposição cambial e encontra evidências do impacto cambial sobre as ações da USIMINAS.

Portanto, o objetivo deste trabalho é verificar, por meio da aplicação de métodos empíricos, o impacto que a taxa de câmbio gera sobre o retorno das ações da Companhia

Siderúrgica Nacional no período que vai de janeiro de 2000 até dezembro de 2018. O modelo utilizado neste trabalho é similar aos estudos citados anteriormente que analisaram a exposição cambial em empresas nacionais. Entretanto, ao passo que esses trabalhos utilizam apenas variáveis de natureza macroeconômica, o trabalho aqui realizado conta com a adição de novas variáveis da própria empresa. Mais especificamente, foram utilizados os indicadores do grau de endividamento em moeda estrangeira de curto e longo prazo da empresa na análise econométrica. Assim, foi utilizada uma amostra de 228 observações mensais da ação CSNA3, do Índice Bovespa, do dólar americano e do grau da dívida em moeda estrangeira de curto e de longo prazo da empresa.

Assim, com o intuito de analisar a exposição cambial, foram realizadas regressões econométricas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Por conta da evidência de autocorrelação serial apontada pelos testes de Durbin-Watson e Breusch-Godfrey ou de heterocedasticidade apontada pelo teste de Breusch-Pagan, algumas estimações foram realizadas utilizando o método de Newey West.

No início as regressões foram realizadas com poucas variáveis e depois, ao longo do trabalho, foram adicionadas mais variáveis. Desse modo, o primeiro teste foi o mais simples, utilizando apenas o índice Bovespa como variável explicativa. Logo após isso foi inserida a variação do câmbio como variável explicativa e em seguida a volatilidade do câmbio.

Posteriormente, com o objetivo de capturar o impacto sobre o retorno das ações em períodos de instabilidade dos mercados financeiros, foram adicionadas *dummies* ao modelo. Inicialmente, essas variáveis foram adicionadas separadamente e num segundo momento elas foram reunidas em um modelo geral.

A primeira *dummy* (D_{1t}) adicionada foi referente a incerteza gerada nos mercados em 2002 após as eleições gerais no Brasil. Com a adição dessa *dummy* foi verificado um impacto negativo do câmbio sobre o retorno da ação CSNA3 da magnitude de 1,54%, ao passo que no período entre 2000 e 2018 excluindo o ano de 2002, esse impacto foi positivo de 0,08%. Para a segunda *dummy* (D_{2t}), referente ao período da crise de 2008-09, o impacto do câmbio sobre o retorno da ação foi negativo de 1,38% enquanto no período fora dessa crise, o mesmo impacto foi positivo em 0,02%. Ao adicionar a terceira variável *dummy* (D_{3t}), da crise de 2014-16, foi verificado que durante o período dessa instabilidade, o impacto cambial sobre a ação foi negativo de 1,35% e no período fora dessa crise, esse impacto era positivo de 0,15% sobre o retorno da ação CSNA3.

Em seguida, todas as *dummies* foram agrupadas em um modelo geral e foi realizada uma depuração com o objetivo de excluir do modelo variáveis que não eram estatisticamente significativas. Nesse modelo testado, é rejeitada a hipótese nula conjuntamente das variáveis e o resultado obtido aponta que existem evidências estatísticas da exposição cambial durante os períodos de crise – sendo eles 2002, 2008-09 e 2014-16 – nas ações da Companhia Siderúrgica Nacional.

Após isso, foram adicionadas individualmente ao modelo geral as variáveis do grau de dívida em moeda estrangeira de curto e de longo prazo. Ao adicionar cada uma, com base nos resultados obtidos, tanto as dívidas quanto suas interações com o câmbio se mostraram estatisticamente não significantes ao modelo. Ao comparar os resultados no modelo onde estão as variáveis da dívida em moeda estrangeira de curto prazo com o modelo que possui a dívida em moeda estrangeira de longo prazo, é possível constatar que não ocorrem grandes variações nos sinais e nos valores dos coeficientes das variáveis explicativas presentes nas regressões. Entretanto, o p-valor da variável do IBOVESPA interagindo com a *dummy* da crise de 2002 se torna estatisticamente significativa com a adição das variáveis específicas da empresa.

Por fim, o restante deste trabalho está organizado da seguinte maneira: no primeiro capítulo é realizada uma revisão da bibliografia relacionada ao tema da exposição cambial, enquanto o segundo capítulo está destinado a apresentar as variáveis utilizadas no exercício econométrico, e a explicar as bases de dados e as estatísticas descritivas. No terceiro capítulo são realizadas as regressões econométricas e analisados os resultados obtidos e em seguida são expostas as considerações finais do estudo. Após isso, nos apêndices, estão presentes tabelas e gráficos com informações relativas aos dados da CSNA3, do IBOVESPA, do dólar americano e do grau de dívida em moeda estrangeira da empresa.

I – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Com o objetivo de criar uma fundamentação teórica sobre o assunto abordado nessa monografia, essa parte do trabalho será dedicada à realização de uma revisão da literatura disponível que aborda o tema da exposição cambial sobre as empresas. Neste capítulo, primeiro será apresentada a literatura que analisa casos internacionais para após isso ser apresentada a literatura com foco nos casos nacionais.

Antes de tudo, para delimitar o trabalho, é necessário definir o que é exposição cambial. A exposição cambial é o impacto causado por uma mudança na taxa de câmbio sobre a taxa de retorno de uma ação. Para fins empíricos, a exposição cambial pode ser avaliada por métodos econométricos e pode ser mensurada por meio da análise dos coeficientes em uma equação de regressão.

No artigo de Adler e Dumas (1984), os autores afirmam que até empresas que não operam fora do país e não possuem ativos estrangeiros – como empresas regionais de eletricidade – estão expostas ao risco cambial. Esse fato se verifica pois existem, na sua base de consumidores, empresas importadoras e exportadoras que podem impactar negativamente a demanda pela eletricidade, criando uma exposição da empresa elétrica ao risco cambial. Os autores afirmam ainda que a exposição cambial não pode ser mensurada contabilmente, podendo ser mensurada pelos métodos econométricos.

Jorion (1990) utilizou análise de regressão para investigar o problema da exposição cambial em uma amostra de 287 firmas americanas no período entre 1971-1987. O autor conclui que a exposição cambial das firmas americanas era positivamente correlacionada com o grau de envolvimento no exterior. O autor deixa claro ainda que as firmas, por meio de hedge cambial, poderiam impactar seus custos de capital.

Choi e Prasad (1995) também analisaram o problema da exposição cambial no mercado americano com uma amostra de 409 multinacionais no período entre 1978-1989 e encontraram que 60% das firmas com risco de exposição cambial se beneficiaram e 40% perderam com a depreciação do dólar. Por fim, concluíram que há uma relação positiva entre o grau de operação no exterior – medido por vendas, ativos e lucros no exterior – e a magnitude da exposição cambial, confirmando o resultado encontrado em Jorion (1990).

Ao analisar a literatura sobre o risco de exposição cambial, Muller e Verschoor (2006) realizam um apanhado (*survey*) da literatura de exposição cambial. De acordo com esses

autores, Stulz e Williamson (2000) decompõem o risco no valor da firma em três partes: a transacional-contratual, a exposição contábil e a competitiva. A primeira é a exposição que a firma encontra com as transações já agendadas. A exposição contábil, conhecida como *translation exposure*, é a variação do valor dos ativos e passivos estrangeiros e domésticos da empresa. Já o último componente do risco pode ser explicado com a variação dos preços relativos dos bens vendidos em outros países dado uma variação cambial. Esse efeito acaba por influenciar o desenvolvimento futuro da empresa pois ela enfrenta uma perda – ou ganho – de posição competitiva.

Marshall (2000) fez um estudo nas estratégias de gerenciamento para redução do risco cambial em multinacionais do Reino Unido, Estados Unidos e na região Ásia-Pacífico. Foi verificado que as empresas utilizaram tanto estratégias internas quanto externas para mitigar o risco cambial. Para a exposição contábil, as empresas preferiram utilizar internamente o método de hedge no balanço patrimonial, enquanto para o risco cambial proveniente das suas transações foram feitos acordos de *matching and netting*. Para estratégias voltadas aos métodos externos, as empresas utilizaram contratos futuros. Para o componente de exposição competitiva, as empresas, na sua maioria, buscavam adotar estratégias de preço devido ao método ser de fácil e rápida implementação. No entanto, o autor ressalta que devido à natureza do risco cambial proveniente do componente de exposição competitiva, não existe um método definitivo para lidar com ele. Consequentemente, diversos outros métodos são utilizados de acordo com cada empresa e com cada região estudada.

Outro trabalho que estudou diversas empresas internacionais é o de Dominguez e Tesar (2006), na qual os autores buscaram examinar o risco cambial numa amostra de oito países – Chile, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Tailândia e Reino Unido – e verificaram que mais de 40% dos setores industriais no Japão, Holanda, Reino Unido e Alemanha estão expostas a esse risco, porém, o grau de exposição, assim como a magnitude e a direção foram diferentes para cada país. Os autores verificaram ainda que pequenas empresas estão mais expostas do que as grandes e médias, e levantaram a possibilidade que isso ocorra pela falta de acesso aos instrumentos de *hedge* por parte de pequenas empresas.

Até aqui foi apresentada apenas a literatura relacionada ao tema da exposição cambial em sua faceta teórica e abordando casos internacionais e compostos de muitas empresas. Agora, na próxima etapa do capítulo, serão apresentados alguns estudos que possuem o foco específico de sua análise em casos nacionais com uma só empresa. Dessa maneira, busca-se apresentar uma literatura que possa balizar melhor o modelo que será utilizado nesse trabalho.

No modelo utilizado no trabalho de Pontes (2010), foi analisada a influência da exposição cambial no retorno real do valor da empresa Aracruz Celulose S.A. utilizando regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO), matriz robusta de Newey-West para corrigir problemas de autocorrelação serial, e *dummies* em períodos de crises ou mudanças nos mercados. Seu modelo final mostra que pelo R^2 ajustado, 67,4% do retorno real da ação é explicado pela exposição cambial e a volatilidade nos períodos da crise de 2008 e no período de mudança da política de câmbio fixo para câmbio flutuante.

O estudo de Takaki (2011), por sua vez, analisou o impacto de variações na taxa de câmbio sobre o retorno das ações da CEMIG durante o período de janeiro de 1995 até abril de 2011. O autor utilizou um modelo similar de regressões de mínimos quadrados ordinários que foi ampliado com inclusão de *dummies* em momentos de impactos fortes na taxa de câmbio. Nesse trabalho, concluiu-se que existe evidência do impacto da desvalorização cambial sobre o retorno das ações.

Marinho (2015) estudou o impacto da variação cambial sobre o retorno das ações da Braskem utilizando regressões de mínimos quadrados ordinários e *dummies* em períodos de mudanças. O autor conclui que há evidências da taxa de câmbio ser uma fonte de riscos para a empresa. Foi verificado que em períodos de crise, como em 2008, existia uma relação negativa entre a desvalorização do câmbio e o retorno na ação da empresa.

Outro trabalho que analisa uma empresa individual no Brasil é o de Guimarães (2017). Esse autor estudou o impacto da variação da taxa de câmbio sobre o retorno da ação da USIMINAS no período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2016. Assim como os anteriores, foi utilizado um modelo de regressões de mínimos quadrados ordinários com adição de *dummies*. O autor escolheu cinco *dummies*, sendo a primeira delas a mudança de câmbio fixo para o câmbio variável. A segunda, terceira e quarta *dummy* foram relativas aos períodos de crise, sendo elas a crise de 2002, de 2008-09 e de 2014-16 respectivamente. A última *dummy* adicionada foi para os períodos de valorização cambial. Por fim, foi concluído que por mais que a empresa utilize métodos de proteção cambial, o preço da ação foi impactado por variações na taxa de câmbio.

Adicionalmente, existem trabalhos mais recentes que abordam o problema da exposição cambial nas empresas. Ye, Hutson e Muckley (2014) analisam, utilizando métodos empíricos, uma amostra de 1523 firmas de 20 países emergentes com diferentes regimes cambiais durante o período de dezembro de 1999 até dezembro de 2010. Os autores encontram que

aproximadamente 50% das empresas na amostra possuem exposição cambial expressiva, um valor alto quando comparado com as firmas em economias desenvolvidas. Além disso, os autores afirmam que a magnitude da exposição cambial nas firmas é maior quando está em vigor o regime de câmbio fixo.

Hoberg e Moon (2017), por sua vez, ressaltam o fato de que a literatura existente não consegue muito bem responder à questão de que por mais que *hedges* de derivativos de câmbio estrangeiro sejam relativamente baratos, firmas que atuam em mercados internacionais não utilizam esse instrumento. Com base em formulários 10-K das firmas, os autores encontram que esse tipo de *hedge* é favorecido quando a empresa possui liquidez, mas fora dessas circunstâncias as empresas escolhem realizar um *hedge* operacional. Esse *hedge* operacional se realiza quando empresas escolhem comprar insumos no mesmo país em que será vendido os seus produtos.

Terminada a parte teórica com apresentação da literatura relacionada ao problema da exposição cambial em empresas internacionais e nacionais, serão apresentadas no capítulo seguinte as variáveis utilizadas para os testes econométricos, a montagem da base de dados e as estatísticas descritivas.

II – VARIÁVEIS UTILIZADAS, BASES DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Neste capítulo procura-se explicar como se deu a obtenção e preparo dos dados utilizados nessa monografia. Os dados obtidos para a realização do trabalho foram o preço da ação da Companhia Siderúrgica Nacional, a cotação do índice Bovespa, a cotação do dólar americano e a dívida de curto e longo prazos em moeda estrangeira da Companhia Siderúrgica Nacional.

Além disso, nessa parte do trabalho serão apresentadas as variáveis que serão utilizadas no exercício econométrico do capítulo seguinte. Dessa forma, tanto as variáveis quanto seus respectivos significados estão listados na tabela abaixo.

Tabela 1 – Variáveis utilizadas na análise econométrica

Variável	Significado
r_t	Varição mensal do preço da CSNA3
R_t	Varição mensal do IBOVESPA
S_t	Varição mensal do dólar americano
S_t^2	Quadrado da variação mensal do dólar
D_{1t}	Dummy para crise 2002
D_{2t}	Dummy para crise 2008-09
D_{3t}	Dummy para crise 2014-16
L_t	Grau do endividamento de longo prazo em moeda estrangeira
K_t	Grau do endividamento de curto prazo em moeda estrangeira

Fonte: Elaboração do autor

A cotação do preço da ação Companhia Siderúrgica Nacional (CSNA3) foi obtida pelo portal Yahoo! Finance no período que vai do primeiro dia de negociações na Bolsa de Valores de São Paulo no ano 2000 até o último dia de negociações de 2018. Foram obtidos os dados diários da cotação das ações da empresa. Utilizaram-se esses dados para obter uma cotação média mensal. Em seguida, o retorno mensal foi obtido de acordo com a equação:

$$r_t = 100 * (\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})),$$

onde r_t é a retorno mensal da ação CSNA3, P_t é o valor em reais de uma ação no mês t e P_{t-1} é o valor em reais no mês anterior. É importante notar que o valor de r_t está na forma percentual.

A cotação do índice Bovespa (IBOVESPA) também foi retirada do portal Yahoo! Finance com dados diários. Esses dados foram utilizados para obter a média mensal, e em seguida foi utilizada a equação similar para calcular sua variação média mensal:

$$R_t = 100 * (\ln(I_t) - \ln(I_{t-1})),$$

onde R_t é a variação do índice Bovespa em forma percentual, I_t é o valor da carteira teórica do IBOVESPA no mês t e I_{t-1} é o valor no mês anterior.

Já a cotação do dólar norte-americano foi retirada do Sistema gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, e utilizou-se equação análoga às anteriores:

$$S_t = 100 * (\ln(E_t) - \ln(E_{t-1})),$$

onde S_t é a variação do preço de compra do dólar americano, E_t é a taxa de câmbio no mês t , enquanto E_{t-1} é a taxa de câmbio no mês anterior, e assim como os outros, o valor de S_t está na forma percentual.

Além dessas variáveis obtidas, foram escolhidos determinados períodos em que houve uma alteração da normalidade do funcionamento dos mercados para utilizar *dummies* no modelo econométrico com o objetivo de captar melhor os movimentos nesses períodos. Assim como no estudo de Guimarães (2017), buscamos adicionar *dummies* para os períodos das crises de 2002, 2008-09 e 2014-16. Dessa forma, o primeiro período escolhido para adição de *dummy* nesse trabalho foi a crise econômica de 2002, o segundo foi a crise financeira de 2008-09, e o terceiro foi a crise econômico-política de 2014. Na crise de 2002, a *dummy* assume o valor 1 de janeiro a dezembro do mesmo ano e o valor 0 em todos os outros meses, enquanto na de 2008-09 a sua respectiva *dummy* assume o valor 1 de outubro de 2008 a março de 2009 e o valor 0 em todos os outros meses. Na crise de 2014-16, a *dummy* assume o valor 1 de abril de 2014 até agosto de 2016 e o valor 0 em todos os meses restantes.

Ao analisar matematicamente, o efeito produzido pela adição das *dummies* pode ser visualizado de modo que ao adicionar uma variável *dummy* e a sua interação à um modelo de regressão linear simples, temos uma equação do tipo:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta_0 X_t + \beta_1 D_t X_t + u_t.$$

Caso o valor assumido por D_t seja 0 podemos reescrever a equação como um modelo de regressão linear simples, de modo que:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0 X_t + u_t.$$

Por outro lado, caso o valor assumido pela *dummy* D_t seja 1 – que no capítulo seguinte desse trabalho representa os casos em que houve crises ou momentos de incerteza nos mercados – a equação muda para:

$$Y_t = (\alpha_0 + \alpha_1) + (\beta_0 + \beta_1)X_t + u_t.$$

Dessa forma, é possível observar que quando a *dummy* assume valor igual a um, tanto o intercepto quanto o coeficiente angular da reta traçada são impactados, dado que α_1 e β_1 sejam não-nulos.

Agora, será explicado como se deu tanto a obtenção quanto o preparo dos dados de dívida de moeda estrangeira. Os valores tanto para o grau da dívida em moeda estrangeira de longo prazo da empresa, quanto o de curto prazo foram obtidos individualmente dos formulários de informações trimestrais da empresa. Para calcular esses indicadores, foram utilizadas as expressões

$$L = \frac{\textit{Exigível a longo prazo em moeda estrangeira}}{\textit{Passivo não circulante total}}, e$$

$$K = \frac{\textit{Passivo circulante em moeda estrangeira}}{\textit{Passivo circulante total}},$$

onde L é o grau de endividamento de longo prazo em moeda estrangeira da Companhia Siderúrgica Nacional e K é seu análogo de curto prazo.

Pelo fato de que os dados de dívida foram obtidos dos resultados trimestrais da empresa, estavam disponíveis apenas os dados relativos aos meses de março, junho, setembro e dezembro. Por esse motivo, foi necessário interpolar a dinâmica da dívida para transformar dados trimestrais em dados mensais, de modo que para a variável L temos

$$L_{t+1} = L_t + \frac{1}{3}(L_{t+3} - L_t), e$$

$$L_{t+2} = L_t + \frac{2}{3}(L_{t+3} - L_t),$$

onde L_t e L_{t+3} são os meses onde há o resultado trimestral enquanto L_{t+1} e L_{t+2} são os meses que foram interpolados, e as equações são análogas para a variável K .

Por fim, o *software* utilizado para calcular os coeficientes, probabilidades e testes de hipóteses foi o Stata. Dito isso, apresentam-se ao final deste trabalho, nos anexos, as tabelas e gráficos com os valores das variáveis previamente discutidas. No capítulo seguinte as variáveis apresentadas serão utilizadas nas regressões econométricas com o objetivo de estudar se existe evidência estatística de que a taxa de câmbio impacta o retorno da ação no caso da Companhia Siderúrgica Nacional.

III – ANÁLISE ECONOMETRICA

Neste capítulo, onde serão realizadas as regressões, o método econométrico utilizado nos exercícios é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Foi utilizado também o método de Newey West quando o teste de Durbin-Watson apontou evidências de autocorrelação. O objetivo das regressões econométricas presentes neste capítulo é investigar a hipótese de que dada uma variação na taxa de câmbio, existe um impacto no retorno da ação CSNA3. Primeiro serão feitas regressões simples com poucas variáveis e ao longo dos testes serão adicionadas novas variáveis e *dummies* de modo que possamos refinar a análise e obter resultados relevantes.

O primeiro teste da série de exercícios econométricos que serão feitos começa com o menor número de variáveis possíveis na regressão econométrica, de modo que haja uma regressão simples onde a variação mensal média do preço da ação da CSN (r_t) é definida como variável dependente e a variação mensal média do índice Bovespa (R_t) é definida como variável explicativa. Além desses, ainda temos o termo de erro (u_t), que é a diferença do valor observado para o valor estimado.

As variáveis ficam representadas, portanto, na seguinte regressão:

$$r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + u_t.$$

Tabela 2 – Resultado da estimação 1

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,3530	0,1794	7,5400	0,0000
C	-0,7111	0,6656	-1,0700	0,2870
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,6632
R^2	0,3982		Estatística-F	56,8700
R^2 ajustado	0,3955		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,2401		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0207

Fonte: Elaboração do autor

Com resultado obtido da regressão é possível concluir que pelo sinal positivo do coeficiente da variável R_t , um aumento do IBOVESPA significa um aumento ao mesmo tempo no retorno das ações da CSN e se conclui também a cada ponto de aumento do IBOVESPA, a variação do retorno da ação aumenta em 1,353%. A probabilidade ligada a variável R_t explica que existe uma probabilidade muito baixa de a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$ e, portanto, mostra que

é uma variante relevante ao modelo. Já o R^2 calcula que o IBOVESPA explica 39,8% da variação nos papéis da empresa.

O teste de Breusch-Pagan foi realizado para verificar heterocedasticidade no modelo. Nesse teste, a hipótese nula é de que haja variância constante nos erros, ou seja, homocedasticidade. De acordo com o resultado obtido nesse teste para a estimação 1, não é possível rejeitar a hipótese nula de variância constante nos erros.

Além disso, foi realizado o teste de Breusch-Godfrey para detectar autocorrelação no modelo. A hipótese nula desse teste é que não haja correlação serial. Para o primeiro exercício econométrico, de acordo com o teste, é rejeitada a hipótese nula de não haver correlação serial.

O teste de Durbin-Watson, outro teste utilizado para verificar se há autocorrelação serial nos resíduos (u_t), mostrou uma evidência estatística de autocorrelação positiva e, portanto, para obter os erros padrões corrigidos foi utilizado o estimador de Newey-West.

No segundo exercício, é adicionada uma nova variável para a variação mensal média do dólar (S_t), para além das já apresentadas no exercício anterior, de modo que a seguinte regressão é:

$$r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + u_t.$$

Tabela 3 – Resultado da estimação 2

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,4126	0,2000	7,0600	0,0000
S_t	0,1545	0,2046	0,7600	0,4510
C	-0,8075	0,6714	-1,2000	0,2300
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,6616
R^2	0,3993		Estatística-F	28,2000
R^2 ajustado	0,3940		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,1837		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0219

Fonte: Elaboração do autor

É possível observar pelos resultados que após adicionado uma nova variável explicativa relacionada ao câmbio, a variável relacionada ao IBOVESPA ainda se move na mesma direção do retorno da ação da CSN pelo sinal positivo do coeficiente, e que um ponto na variação do índice equivale a 1,412% de aumento da ação. A probabilidade da hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$ continua sendo muito baixa e por isso, R_t é uma variável relevante no modelo. Já a variável S_t

aponta que a cada um ponto na variação mensal média do dólar americano, há o aumento de apenas 0,154% na variação mensal média da CSN. A probabilidade ligada a essa variável significa que há 45,1% de chance de que o valor do coeficiente γ_0 seja igual a zero, então a nossa hipótese nula $H_0: \gamma_0 = 0$ é alta para um valor com 95% de confiança e portanto, não é possível rejeitá-la.

O cálculo do R^2 aumentou, mostrando que 39,93% da variável dependente é explicada por essas variáveis independentes, no entanto, o R^2 ajustado diminuiu com relação ao teste anterior. Esse fenômeno ocorre devido ao fato que o R^2 aumenta ao adicionar novas variáveis ao modelo, no entanto, o R^2 ajustado possui uma punição para novas variáveis e, portanto, o seu valor diminui se a punição não for compensada pelo aumento trazido com as novas variáveis. De acordo com o resultado obtido no teste de Breusch-Pagan, não é possível rejeitar a hipótese de variância constante no erro. Além disso, com base no teste de Breusch-Godfrey, é rejeitada a hipótese de não haver correlação serial nessa regressão. O teste de Durbin-Watson, por sua vez, alertou para uma evidência estatística de autocorrelação positiva, de modo que os erros padrões foram corrigidos utilizando o estimador Newey-West.

No terceiro teste continuou-se a adicionar uma nova variável explicativa, de modo que foi adicionada a variável da variação mensal média do câmbio elevada ao quadrado (S_t^2) em busca de capturar a volatilidade do câmbio sobre o preço da ação. Adicionalmente, segundo Wooldridge (2016), é possível aproximar o efeito marginal ao adicionar uma variável elevada ao quadrado de modo que nesse modelo, temos $\Delta \hat{r}_t / \Delta S_t \approx \gamma_0 + 2\mu_0 S_t$. Assim, temos que a equação de regressão econométrica é a seguinte:

$$r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + \mu_0 S_t^2 + u_t.$$

Tabela 4 – Resultado da estimação 3

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,4100	0,1977	7,1300	0,0000
S_t	0,0593	0,2518	0,2400	0,8140
S_t^2	0,0241	0,0342	0,7000	0,4820
C	-1,1357	0,8450	-1,3400	0,1800
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,6524
R^2	0,4018		Estatística-F	20,0500
R^2 ajustado	0,3938		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,2822		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0127

Fonte: Elaboração do autor

Com o resultado em mãos é possível observar que o coeficiente de R_t se manteve inalterado até a segunda casa decimal e ambos os coeficientes de S_t e S_t^2 são positivos, de modo que cada aumento na variação mensal média do câmbio gera um crescimento no retorno da ação. Dessa forma, uma variação de dois pontos percentuais positivos no dólar equivaleria a um aumento aproximado de 0,107% no preço da ação ($0,0593 + 2 * 0,0241 * 1$) enquanto três pontos renderia um aumento aproximado de 0,155% na ação ($0,0593 + 2 * 0,0241 * 2$). A probabilidade da hipótese nula de $H_0: \beta_0 = 0$ é muito baixa e portanto, é possível rejeitar essa hipótese. No entanto, as probabilidades de hipótese nula para os coeficientes da variação do dólar (S_t) e variação ao quadrado (S_t^2) são altas, tais que são 81,4% e 48,2% respectivamente e não é possível rejeitá-las. O valor do R^2 aumentou pouco com a entrada da nova variável no modelo, enquanto o R^2 ajustado diminuiu pouco.

O p-valor do teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan é maior do que 0,05, e, portanto, não é possível rejeitar sua hipótese nula de variância constante dos erros. Já o teste de Breusch-Godfrey apontou para evidência estatística de correlação serial e o teste de Durbin-Watson apontou para uma correlação positiva com evidência estatística e os erros padrões foram, portanto, corrigidos com o estimador de Newey-West.

A partir de agora, serão adicionadas *dummies* relacionadas aos períodos de alterações no comportamento dos mercados para os próximos exercícios econométricos com o objetivo de isolar o impacto sobre as ações no período em questão. Após a adição das *dummies* individuais em cada exercício, elas serão adicionadas todas juntas e será realizada uma depuração, retirando as variáveis não significativas do modelo.

No quarto teste, foi adicionada uma variável *dummy* para o período da crise de 2002 (D_{1t}), explicada no capítulo anterior. Além disso, foram adicionados os termos de interação da *dummy* com as outras variáveis adicionadas nos exercícios anteriores, de modo que a equação de regressão é:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{1t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + u_t.$$

Tabela 5 – Resultado da estimação 4

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
D_{1t}	7,1813	1,3202	5,4400	0,0000
R_t	1,4430	0,2007	7,1900	0,0000
$R_t D_{1t}$	-1,1845	0,4605	-2,5700	0,0110
S_t	0,0786	0,2820	0,2800	0,7810
$S_t D_{1t}$	-1,6156	0,4880	-3,3100	0,0010
S_t^2	0,0211	0,0357	0,5900	0,5540
$S_t^2 D_{1t}$	0,0435	0,0437	1,0000	0,3210
C	-1,399	0,8321	-1,6800	0,0940
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,6787
R^2	0,4157		Estatística-F	58,3400
R^2 ajustado	0,3971		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,1582		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0066

Fonte: Elaboração do autor

Com os resultados obtidos, vê-se que o coeficiente da variável *dummy* da crise de 2002 é igual a 7,181 e das interações com o IBOVESPA, com a variação do dólar e com a variação do dólar elevado ao quadrado são -1,184, -1,615 e 0,043 respectivamente. O coeficiente de R_t ficou próximo ao valor obtido no exercício anterior, enquanto o coeficiente de S_t subiu para 0,078 e S_t^2 diminuiu para 0,043.

Dessa forma, o aumento de um ponto percentual em S_t significa uma diminuição de 1,537% ($0,078 - 1,615$) proveniente apenas do dólar em r_t no ano de 2002, quando D_{1t} assume o valor 1, e um aumento de 0,078% apenas advindo do dólar nos outros anos em que D_{1t} assume o valor 0. Em outras palavras, com a adição da *dummy* relativa ao período de incerteza nos mercados em 2002, a variação da taxa de câmbio resultava em um impacto negativo de 1,54 no retorno da ação da CSN no ano de 2002, e um impacto positivo de 0,08 durante todos os outros anos, exceto 2002.

As probabilidades obtidas nesse exercício mostram que a probabilidade da hipótese nula para as variáveis D_{1t} , R_t , $R_t D_{1t}$ e $S_t D_{1t}$ é muito baixa, e que é possível rejeitar essa hipótese com 95% de confiança, e ainda que os resultados das variáveis são estatisticamente significantes. No entanto, S_t e S_t^2 apresentam probabilidades maiores do que 0,05 e, portanto, não é possível rejeitar a hipótese nula para essas variáveis. Nesse novo exercício, ao adicionar uma variável *dummy* e suas interações, tanto o R^2 e o R^2 ajustado aumentaram.

Para análise de heterocedasticidade no modelo, dado o p-valor do teste de Breusch-Pagan, não é possível rejeitar a hipótese de variância constante nos erros. O teste de Breusch-

Godfrey, por sua vez, rejeita a hipótese de correlação serial e o teste de Durbin Watson indicou uma existência de autocorrelação positiva com evidência estatística de 95%. Por isso, os erros padrões foram corrigidos com o estimador Newey-West.

Nesse momento será feito um novo exercício econométrico, semelhante ao anterior, mudando apenas a *dummy* e suas interações. Agora, é adicionada uma *dummy* (D_{2t}) para a crise de 2008-09 e suas interações com as outras variáveis, de modo que temos a regressão:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{2t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{2t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{2t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{2t} + u_t.$$

Tabela 6 – Resultado da estimação 5

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
D_{2t}	0,0446	0,9902	0,0500	0,9640
R_t	1,3403	0,1911	7,0100	0,0000
$R_t D_{2t}$	1,7757	0,2138	8,3100	0,0000
S_t	0,0183	0,2905	0,0600	0,9500
$S_t D_{2t}$	-1,3947	0,2960	-4,7100	0,0000
S_t^2	0,0636	0,0402	1,5800	0,1160
$S_t^2 D_{2t}$	0,1348	0,0406	3,3200	0,0010
C	-1,5618	0,8867	-1,7600	0,0800
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,6402
R^2	0,4224		Estatística-F	67386,9800
R^2 ajustado	0,4041		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,1314		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0090

Fonte: Elaboração do autor

Com os novos resultados, é apontado que o aumento de um ponto percentual se traduz em uma diminuição de -1,376% (0,018 – 1,394) na variação da ação CSNA3 durante o período da crise de 2008, enquanto nos meses restantes se traduz em um aumento de 0,018%. Isso quer dizer que quando a *dummy* do período da crise de 2008-09 é adicionada na equação de regressão, é possível concluir que a variação da taxa de câmbio gerava um impacto negativo de 1,38 na ação da CSN durante o período de instabilidade nesses anos. Além disso, fora desse período, é possível concluir que a variação da taxa de câmbio resultava em um impacto positivo de 0,02 na mesma ação.

Ao observar as probabilidades de cada variável, podemos rejeitar a hipótese nula nas variáveis relacionadas ao índice Bovespa (R_t e $R_t D_{2t}$) e em $S_t D_{2t}$ e $S_t^2 D_{2t}$, já que elas apresentam um p-valor menor do que 0,05. No entanto, tanto o p-valor de D_{2t} , quanto de S_t são

muito altos e não podemos rejeitar a hipótese nula para essas variáveis. Ambos R^2 e R^2 ajustado aumentaram com relação ao exercício anterior, de modo que com base no R^2 , esse modelo explica 42,24% da variação no preço da CSN.

Com base no teste de Breusch-Pagan, não é possível rejeitar a hipótese de homocedasticidade no modelo. Já o teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação apontou para a presença de correlação serial, enquanto o teste de Durbin Watson indicou uma existência de autocorrelação positiva com evidência estatística de 95%. Assim, os erros padrões foram corrigidos com o estimador Newey-West.

Na sexta estimação, são adicionadas uma terceira variável *dummy* (D_{3t}) e suas interações para o período da crise de 2014-16. Analogamente aos exercícios anteriores, agora a regressão é tal que:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{3t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{3t} + u_t.$$

Tabela 7 – Resultado da estimação 6

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
D_{3t}	-4,9429	1,5847	-3,1200	0,0020
R_t	1,2346	0,1578	7,8200	0,0000
$R_t D_{3t}$	0,8287	0,3727	2,2200	0,0270
S_t	0,1498	0,2683	0,5600	0,5770
$S_t D_{3t}$	-1,4987	0,6967	-2,1500	0,0330
S_t^2	-0,0067	0,2310	-0,2900	0,7720
$S_t^2 D_{3t}$	0,2867	0,6864	4,1800	0,0000
C	-0,5508	0,8098	-0,6800	0,4970
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,7184
R^2	0,4658		Estatística-F	36,3700
R^2 ajustado	0,4488		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,0664		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0610

Fonte: Elaboração do autor

Segundo os resultados obtidos, é possível observar que com o aumento de um ponto percentual na variação do dólar, haverá uma diminuição de -1,349% no retorno da ação da CSN durante o período de crise de 2014-16, e um aumento de 0,150% nos meses fora da crise. Ou seja, é possível dizer que ao se adicionar a *dummy* relativa ao período de instabilidade, a variação da taxa de câmbio implica em um impacto negativo de 1,35 na ação da CSN durante o período em que os mercados tiveram instabilidade entre 2014 e 2016. Entretanto, fora desses períodos, a mudança na taxa de câmbio gerava um impacto positivo de 0,15 para as ações da empresa.

Além disso, é interessante notar a diferença nos sinais dos coeficientes da volatilidade da taxa de câmbio durante ($S_t^2 D_{3t}$) e fora (S_t^2) do período da crise 2014-16. Durante o período dos meses dessa crise, o impacto da volatilidade do câmbio era positivo, enquanto nos meses fora dessa crise, esse impacto era negativo.

No entanto, as probabilidades apontam que tanto S_t quanto S_t^2 não são estatisticamente significantes e não é possível rejeitar suas hipóteses nulas. Tanto o R^2 e o R^2 ajustado subiram e atingiram o nível mais alto quando comparado aos exercícios anteriores. Desse modo, de acordo com o R^2 , o modelo realizado explica 46,58% da variação do preço da CSN.

Dado o p-valor do teste de Breusch-Pagan, não é possível rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade a um nível de significância de 5%, mas a um nível de 10% é possível rejeitar a hipótese nula e assumir heterocedasticidade no modelo. Similarmente no teste de Breusch-Godfrey, a um nível de significância de 5% não é possível rejeitar a hipótese de ausência de correlação serial, mas a um nível de 10% essa hipótese pode ser rejeitada. O teste de Durbin Watson, por sua vez, caiu em região inconclusiva. Dados os resultados obtidos nesses testes, foi feita a correção dos erros padrões utilizando o estimador de Newey-West.

Até aqui, adicionamos *dummies* separadamente aos exercícios econométricos. Faremos agora, um exercício econométrico com todas as variáveis anteriores juntas, de modo que a equação de regressão é:

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i D_{it} + \beta_0 R_t + \sum_{i=1}^3 \beta_i R_t D_{1t} + \gamma_0 S_t + \\ + \sum_{i=1}^3 \gamma_i S_t D_{it} + \mu_0 S_t^2 + \sum_{i=1}^3 \mu_i S_t^2 D_{it} + u_t.$$

Tabela 8 – Resultado da estimação 7

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,2215	0,1547	7,8900	0,0000
S_t	0,2345	0,3383	0,6900	0,4890
S_t^2	0,0313	0,0321	0,9700	0,3310
D_{1t}	7,0068	1,2905	5,4300	0,0000
$R_t D_{1t}$	-0,9629	0,4482	-2,1500	0,0330
$S_t D_{1t}$	-1,7715	0,5126	-3,4600	0,0010
$S_t^2 D_{1t}$	0,0333	0,0406	0,8200	0,4130
D_{2t}	-0,2926	0,9479	-0,3100	0,7580
$R_t D_{2t}$	1,8946	0,1818	10,4200	0,0000
$S_t D_{2t}$	-1,6109	0,3432	-4,6900	0,0000
$S_t^2 D_{2t}$	0,1671	0,0306	5,4500	0,0000
D_{3t}	-4,2691	1,6197	-2,6400	0,0090
$R_t D_{3t}$	0,8418	0,3776	2,2300	0,0270
$S_t D_{3t}$	-1,5833	0,7301	-2,1700	0,0310
$S_t^2 D_{3t}$	0,2487	0,0765	3,2500	0,0010
C	-1,2246	0,8632	-1,4200	0,1570
Observações	228	Est. Durbin-Watson		1,7236
R^2	0,4966	Estatística-F		31843,0300
R^2 ajustado	0,4610	Prob(Estatística-F)		0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,0280	Prob(Breusch-Godfrey)		0,0353

Fonte: Elaboração do autor

Os resultados da regressão geral mostram que os p-valores relacionados as variáveis S_t , S_t^2 , $S_t^2 D_{1t}$ e D_{2t} não são estatisticamente significantes e não é possível rejeitar as suas hipóteses nulas. Os valores calculados do R^2 e R^2 ajustado foram os maiores de todos os exercícios já feitos, de modo que segundo o R^2 , esse modelo explica 49,66% das variações no retorno da ação CSN. O teste de Breusch-Pagan aponta para evidência estatística de heterocedasticidade no modelo e o teste de Breusch-Godfrey apontou para evidências da presença de correlação serial no modelo. Além disso, o teste de Durbin Watson caiu na região inconclusiva e por isso foi utilizado o estimador de Newey-West para a correção dos erros padrões.

No modelo da regressão geral a estatística-F é alta e sua probabilidade é muito baixa, de modo que a hipótese nula conjuntamente das variáveis do modelo é rejeitada, e as variáveis são estatisticamente significantes conjuntamente no nível de significância de 1%.

Agora, no próximo exercício econométrico serão retiradas todas as variáveis que possuam um p-valor maior do que 0,4 no exercício anterior com o objetivo de realizar uma filtragem dos valores que possam ser estatisticamente relevantes. Com isso, a regressão é a seguinte:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \beta_2 R_t D_{2t} + \beta_3 R_t D_{3t} + \\ + \gamma_1 S_t D_{1t} + \gamma_2 S_t D_{2t} + \gamma_3 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{2t} + \mu_2 S_t^2 D_{3t} + u_t.$$

Tabela 9 – Resultado da estimação 8

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,1487	0,1557	7,3700	0,0000
S_t^2	0,3752	0,0279	1,3400	0,1800
D_{1t}	7,4396	1,0679	6,9700	0,0000
$R_t D_{1t}$	-0,8289	0,4276	-1,9400	0,0540
$S_t D_{1t}$	-1,3079	0,3393	-3,8500	0,0000
$R_t D_{2t}$	1,9458	0,1503	12,9400	0,0000
$S_t D_{2t}$	-1,3996	0,0841	-16,6400	0,0000
$S_t^2 D_{2t}$	0,1596	0,0249	6,3900	0,0000
D_{3t}	-4,2453	1,599	-2,6500	0,0090
$R_t D_{3t}$	0,9145	0,3730	2,4500	0,0150
$S_t D_{3t}$	-1,3488	0,6741	-2,0000	0,0470
$S_t^2 D_{3t}$	0,2425	0,7393	3,2800	0,0010
C	-1,2484	0,8222	-1,5200	0,1300
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,7225
R^2	0,4948		Estatística-F	5005,0100
R^2 ajustado	0,4666		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,0439		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0347

Fonte: Elaboração do autor

Após remover as quatro variáveis com p-valor alto, é possível observar que S_t^2 ainda tem um p-valor maior do que 0,05 e que não é possível rejeitar sua hipótese nula. O R^2 caiu pouco e o R^2 ajustado aumentou pouco com relação ao exercício econométrico anterior. Entretanto, a probabilidade relacionada à estatística-F continuou baixa, e, portanto, a hipótese nula conjuntamente das variáveis do modelo é rejeitada. Por esse motivo, é possível afirmar que as variáveis são estatisticamente significantes conjuntamente no nível de significância de 1%.

De acordo com o teste de Breusch-Pagan, a hipótese de homocedasticidade nesse modelo é rejeitada, e para o teste de Breusch-Godfrey, é rejeitada a hipótese de ausência de correlação serial. Assim, os erros padrões foram corrigidos pelo estimador de Newey-West.

Para o exercício seguinte foram novamente retiradas variáveis com o mesmo objetivo de depuração dos valores estatisticamente significativos. No entanto, dessa vez foram retiradas as variáveis com p-valores acima de 0,1 do exercício anterior. Assim, a regressão fica:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \beta_2 R_t D_{2t} + \beta_3 R_t D_{3t} + \\ + \gamma_0 S_t D_{1t} + \gamma_1 S_t D_{2t} + \gamma_2 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 D_{2t} + \mu_1 S_t^2 D_{3t} + u_t.$$

Tabela 10 – Resultado da estimação 9

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,1462	0,1510	7,5900	0,0000
D_{1t}	7,6144	1,1418	6,6700	0,0000
$R_t D_{1t}$	-0,7415	0,3832	-1,9300	0,0540
$S_t D_{1t}$	-0,9912	0,2183	-4,5400	0,0000
$R_t D_{2t}$	1,9173	0,1445	13,2700	0,0000
$S_t D_{2t}$	-1,4333	0,0692	-20,6900	0,0000
$S_t^2 D_{2t}$	0,1953	0,0064	30,4200	0,0000
D_{3t}	-4,6360	1,5539	-2,9800	0,0030
$R_t D_{3t}$	0,9171	0,3702	2,4800	0,0140
$S_t D_{3t}$	-1,3488	0,6726	-2,0100	0,0460
$S_t^2 D_{3t}$	0,2800	0,6462	4,3300	0,0000
C	-0,8577	0,6835	-1,2500	0,2110
Observações	228	Est. Durbin-Watson	1,7424	
R^2	0,4927	Estatística-F	4744,0600	
R^2 ajustado	0,4669	Prob(Estatística-F)	0,0000	
Prob(Breusch-Pagan)	0,0420	Prob(Breusch-Godfrey)	0,0494	

Fonte: Elaboração do autor

De acordo com os novos resultados, é possível afirmar que todas as hipóteses nulas das variáveis podem ser rejeitadas, exceto a da variável $R_t D_{1t}$ e a da constante, que possuem um p-valor 0,054 e 0,211 respectivamente. Tanto o R^2 quanto o R^2 ajustado tiveram pouca alteração quando comparados com o exercício anterior. Os erros padrões foram corrigidos pelo estimador de Newey-West devido ao teste de Durbin-Watson ter sido inconclusivo e de terem sido rejeitadas as hipóteses de ausência de correlação serial e de homocedasticidade, com base nos testes de Breusch-Godfrey e Breusch-Pagan respectivamente. Como no exercício realizado anteriormente, a probabilidade relacionada à estatística-F foi baixa. Portanto, a hipótese nula conjuntamente das variáveis do modelo é rejeitada, e é possível afirmar que as variáveis são estatisticamente significantes conjuntamente no nível de significância de 1%. Além disso, os p-valores das variáveis *dummy* interagindo com o câmbio apontam para evidências de exposição cambial nos períodos que foram isolados pela *dummy*, ou seja, durante as crises nos mercados.

Até esse ponto do trabalho, nosso modelo está similar ao apresentado no estudo de Marinho (2015) que analisou o impacto da variação cambial nas ações da Braskem e ao de Guimarães (2017) que analisou o mesmo problema nas ações da USIMINAS. No entanto, a

partir de agora, o modelo econométrico será expandido utilizando novas variáveis que não foram utilizadas naqueles trabalhos. Serão adicionados os indicadores do grau da dívida de longo e curto prazo em moeda estrangeira da CSN, e também os indicadores relacionados à dívida interagindo com a variação do câmbio. Além disso, será comparado como se comportam os coeficientes e p-valores da regressão econométrica com as novas variáveis com relação à estimação sem as variáveis de dívida.

Desse modo, para o exercício seguinte a variável do grau da dívida de longo prazo em moeda estrangeira da empresa (L_t) e sua interação com o câmbio ($L_t S_t$) será adicionada às variáveis do último exercício onde foi realizada a filtragem. Portanto, a equação econométrica é:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \beta_2 R_t D_{2t} + \beta_3 R_t D_{3t} + \\ + \gamma_0 S_t D_{1t} + \gamma_1 S_t D_{2t} + \gamma_2 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 D_{2t} + \mu_1 S_t^2 D_{3t} + \delta_0 L_t + \delta_1 L_t S_t + u_t.$$

Tabela 11 – Resultado da estimação 10

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,2204	0,1521	8,0200	0,0000
D_{1t}	7,4155	1,2696	5,8400	0,0000
$R_t D_{1t}$	-0,8056	0,3576	-2,2500	0,0250
$S_t D_{1t}$	-1,2952	0,5052	-2,5600	0,0110
$R_t D_{2t}$	1,8416	0,1567	11,7500	0,0000
$S_t D_{2t}$	-1,6844	0,3984	-4,2300	0,0000
$S_t^2 D_{2t}$	0,1948	0,0066	29,1900	0,0000
D_{3t}	-4,4844	1,5541	-2,8900	0,0040
$R_t D_{3t}$	0,8779	0,3651	2,4000	0,0170
$S_t D_{3t}$	-1,5140	0,7096	-2,1300	0,0340
$S_t^2 D_{3t}$	0,2739	0,0629	4,3500	0,0000
L_t	0,0170	0,0501	0,3400	0,7340
$L_t S_t$	0,0054	0,0081	0,6600	0,5070
C	-1,6175	2,1218	-0,7600	0,4470
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,7371
R^2	0,4947		Estatística-F	4000,1300
R^2 ajustado	0,4640		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,0186		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0516

Fonte: Elaboração do autor

Ao observar os resultados obtidos com o indicador de dívida de longo prazo, é possível constatar que ambos os valores dos coeficientes ligados a essa da empresa são positivos, porém muito próximos a zero. Além disso, as probabilidades associadas às variáveis L_t e $L_t S_t$ mostram

que essas variáveis não são estatisticamente significantes, de modo que não podemos rejeitar as suas hipóteses nulas, assim como a constante.

No entanto, ao comparar com a estimação 9, é possível observar que o p-valor associado à variável $R_t D_{1t}$ diminui e se torna 0,025. Portanto, é possível afirmar que existe evidência contra a hipótese nula dessa variável a um nível de significância de 5%, ao passo que na estimação anterior não era possível fazer tal afirmação.

Tanto o R^2 e o R^2 ajustado não alteraram significativamente comparado ao exercício anterior. Os erros padrões foram corrigidos pelo estimador de Newey-West devido ao fato de que o teste de Durbin-Watson se revelou inconclusivo e o teste de Breusch-Pagan rejeitou a hipótese de variância constante nos erros.

Agora será feita uma regressão análoga a anterior, apenas substituindo os indicadores de longo prazo pelos de curto prazo, de modo que temos a regressão:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \beta_2 R_t D_{2t} + \beta_3 R_t D_{3t} + \\ + \gamma_0 S_t D_{1t} + \gamma_1 S_t D_{2t} + \gamma_2 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 D_{2t} + \mu_1 S_t^2 D_{3t} + \theta_0 K_t + \theta_1 K_t S_t + u_t.$$

Tabela 12 – Resultado da estimação 11

Variável	Coefficiente	Erro Padrão Newey-West	Estatística-t	Probabilidade
R_t	1,2395	0,1467	8,4500	0,0000
D_{1t}	6,8857	1,8487	3,7200	0,0000
$R_t D_{1t}$	-0,7858	0,3587	-2,1900	0,0300
$S_t D_{1t}$	-1,3138	0,4914	-2,6700	0,0080
$R_t D_{2t}$	1,8225	0,1618	11,2600	0,0000
$S_t D_{2t}$	-1,7072	0,3700	-4,6100	0,0000
$S_t^2 D_{2t}$	0,1952	0,0063	30,8500	0,0000
D_{3t}	-4,5055	1,5183	-2,9700	0,0030
$R_t D_{3t}$	0,8859	0,3661	2,4200	0,0160
$S_t D_{3t}$	-1,5140	0,7448	-2,0300	0,0430
$S_t^2 D_{3t}$	0,2711	0,0658	4,1200	0,0000
K_t	0,0258	0,0579	0,4500	0,6570
$K_t S_t$	0,0073	0,0093	0,7900	0,4330
C	-1,7787	2,0722	-0,8600	0,3920
Observações	228		Est. Durbin-Watson	1,7394
R^2	0,4961		Estatística-F	3730,7400
R^2 ajustado	0,4655		Prob(Estatística-F)	0,0000
Prob(Breusch-Pagan)	0,0114		Prob(Breusch-Godfrey)	0,0519

Fonte: Elaboração do autor

Com os dados de dívida em moeda estrangeira de curto prazo, novamente os resultados mostraram que essas variáveis adicionadas possuem valores de seus coeficientes muito próximos a zero, porém positivos. As probabilidades ligadas a dívida de curto prazo são maiores do que 0,05 de modo que as variáveis K_t e $K_t S_t$ não são estatisticamente significantes.

Ao comparar os resultados obtidos com a estimação 9, podemos ver que o p-valor de $R_t D_{1t}$, assim como na estimação 10, diminuiu para um valor abaixo de 0,05. Dessa forma, é possível rejeitar a hipótese nula relacionada à variável $R_t D_{1t}$, ao passo que não é possível fazer isso para a mesma variável na estimação 9.

Mais uma vez, o R^2 e R^2 ajustado não alteraram significativamente com relação a estimação 9. O teste de Durbin-Watson para análise da correlação deu inconclusivo e o teste de Breusch-Pagan apontou para evidência estatística de heterocedasticidade no modelo. Portanto, os erros padrões foram corrigidos pelo estimador Newey-West.

Agora, serão comparados na tabela abaixo os resultados dos coeficientes comuns aos três exercícios econométricos anteriores.

Tabela 13 – Comparativo dos coeficientes comuns das estimações 9, 10 e 11

	Estimação 9	Estimação 10	Estimação 11
Variável	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
R_t	1,1462	1,2204	1,2395
D_{1t}	7,6144	7,4155	6,8857
$R_t D_{1t}$	-0,7415	-0,8056	-0,7858
$S_t D_{1t}$	-0,9912	-1,2952	-1,3138
$R_t D_{2t}$	1,9173	1,8416	1,8225
$S_t D_{2t}$	-1,4333	-1,6844	-1,7072
$S_t^2 D_{2t}$	0,1953	0,1948	0,1952
D_{3t}	-4,6360	-4,4844	-4,5055
$R_t D_{3t}$	0,9171	0,8779	0,8859
$S_t D_{3t}$	-1,3488	-1,5140	-1,5140
$S_t^2 D_{3t}$	0,2800	0,2739	0,2711
C	-0,8577	-1,6175	-1,7787

Fonte: Elaboração do autor

Ao observar o comportamento dos coeficientes, é possível perceber que não há mudanças nos sinais das diferentes regressões, e os seus valores também não se alteram em grande magnitude.

Além disso, nas estimações 10 e 11, tanto os indicadores de dívida em moeda estrangeira quanto a constante tiveram seus p-valores altos, ao passo que as outras variáveis tiveram p-valores baixos e, portanto, as hipóteses nulas das variáveis com p-valores abaixo de 0,05 podem ser rejeitadas.

Por fim, ao observar e comparar os resultados obtidos nas estimações realizadas ao longo do trabalho, é possível afirmar que os modelos apontam para a existência de um impacto causado pela taxa de câmbio sobre as ações da CSN nos períodos isolados em que os mercados passaram por instabilidades, sendo eles em 2002, na crise de 2008-09 e na de 2014-16. Além disso, os indicadores de dívida em moeda estrangeira adicionados posteriormente tiveram p-valores altos, de modo que não é possível rejeitar a hipótese nula dessas variáveis e elas não são estatisticamente significativas. Além disso, a variável $R_t D_{1t}$ não era estatisticamente significativa no modelo geral sem a adição de variáveis de dívida específicas da empresa, mas com a adição dessas variáveis da firma – tanto a dívida de curto prazo quanto a de longo – $R_t D_{1t}$ se tornou estatisticamente significativa.

Como sugestão para estudos futuros, esse modelo poderia ser ainda mais expandido adicionando novas variáveis explicativas. As variáveis relacionadas à dívida em moeda estrangeira de curto (K_t) e longo prazo (L_t) interagindo com as *dummies* de períodos de crise (D_{1t} , D_{2t} e D_{3t}), por exemplo, poderiam trazer resultados interessantes na análise da exposição cambial.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do trabalho foi estudar e analisar o impacto gerado pela variação cambial sobre as ações da Companhia Siderúrgica Nacional no período entre 2000 e 2018. Para realizar esse estudo, foram utilizadas regressões econométricas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o método de Newey West em momentos em que o testes de Durbin-Watson, Breusch-Pagan ou Breusch-Godfrey revelaram evidências de autocorrelação e/ou heterocedasticidade. Nos primeiros exercícios foram realizadas regressões simples, e ao longo dos exercícios seguintes foram sendo adicionadas novas variáveis explicativas.

Ao verificar a existência de períodos de instabilidade nos mercados financeiros, foram adicionadas *dummies* relativas a esses períodos no modelo econométrico. Desse modo, os períodos escolhidos para utilização de *dummies* foram a crise de 2002, a crise financeira de 2008-09 e a crise de 2014-16. Inicialmente, essas *dummies* foram adicionadas isoladamente, e depois foram todas agrupadas em uma equação de regressão econométrica.

Ao realizar regressões com *dummies* individualmente, é possível verificar que durante a crise enfrentada no ano de 2002, foi constatado um impacto negativo de 1,54% decorrente do câmbio no retorno da ação CSNA3, enquanto esse mesmo impacto nos anos excluindo 2002 foi positivo da magnitude de 0,08%. Durante o segundo período analisado, a crise de 2008-09, o impacto do câmbio sobre o retorno da ação foi negativo da magnitude de 1,38%, ao passo que fora dos meses de instabilidade no mercado em 2008-09, o impacto da taxa de câmbio sobre as ações era positivo de 0,02%. Finalmente, no período da crise de 2014-16, o impacto da variação cambial era negativo de 1,35% no retorno da ação e positivo de 0,15% para os meses fora dessa crise.

Após serem analisados os comportamentos das *dummies* dos períodos de crise e suas interações separadamente, essas variáveis foram agrupadas em uma equação de regressão geral e foi realizada uma depuração dos valores estatisticamente significativos. O resultado obtido nesse exercício aponta para uma evidência estatística de exposição cambial durante os períodos da incerteza de 2002 gerada pelas eleições gerais, da crise financeira de 2008-09 e da crise política de 2014-16.

Em seguida, com o intuito de expandir o modelo, foram adicionadas as variáveis relacionadas com a dívida em moeda estrangeira da empresa à regressão econométrica geral. Essas variáveis não se mostraram estatisticamente significativas. No entanto, a variável de interação da *dummy* da crise de 2002 com o IBOVESPA se tornou estatisticamente significativa

nos modelos com dívida em moeda estrangeira. Além disso, ao comparar as regressões que incluem as dívidas de curto e longo prazo, os coeficientes foram muito pouco alterados.

Desse modo, após a realização desse estudo, conclui-se que os modelos econométricos apontaram para evidências estatísticas da existência um impacto da taxa de câmbio no retorno das ações da empresa durante os períodos da crise de 2002, na crise financeira de 2008-09 e na crise política de 2014-16. Além disso, a evidência empírica sugere que as variáveis específicas da empresa, como grau de dívida em moeda estrangeira de curto e longo prazo, não são relevantes para a determinação da exposição cambial.

APÊNDICE A

Nesse apêndice são apresentadas as tabelas com os dados relativos à variação mensal das variáveis utilizadas para a regressão, e o comportamento de tais variáveis é ilustrado também em gráficos. Os dados apresentados são da ação CSNA3, IBOVESPA e do dólar norte americano. São informadas nas tabelas a médias, medianas, desvios-padrão, mínimos e máximos.

Tabela 14 – Variação da CSNA3 (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
2000	-2.33	-0.75	9.02	-20.43	10.65
2001	-3.70	-7.07	13.66	-23.79	22.71
2002	2.52	1.78	11.27	-18.25	20.40
2003	8.60	8.46	17.02	-18.64	51.09
2004	0.48	3.60	13.88	-29.97	18.23
2005	-0.20	0.25	12.85	-27.00	16.97
2006	2.28	2.58	7.43	-9.24	13.43
2007	7.07	7.76	7.70	-5.09	19.46
2008	-4.78	-2.98	18.25	-45.05	20.82
2009	6.04	5.16	9.67	-9.63	23.82
2010	-0.54	0.18	8.23	-20.92	15.27
2011	-5.04	-5.05	7.81	-18.26	6.90
2012	-2.17	-2.32	9.96	-16.82	12.85
2013	1.17	0.05	14.48	-17.31	25.28
2014	-7.13	-7.18	11.57	-26.66	16.73
2015	-1.56	-0.56	18.78	-28.32	23.54
2016	7.25	6.24	25.39	-28.52	47.75
2017	-2.97	-1.80	14.47	-27.80	19.98
2018	1.26	-0.11	11.46	-16.99	29.37
Total	0.33	0.42	13.72	-45.04	51.09

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 15 – Variação IBOVESPA (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
2000	-0.21	0.94	7.76	-12.65	11.51
2001	-0.83	-1.82	9.68	-19.63	15.47
2002	-1.72	-2.79	6.36	-12.56	8.86
2003	5.57	6.24	6.30	-10.42	13.88
2004	1.57	2.62	6.64	-14.44	10.13
2005	2.17	3.30	5.49	-8.12	10.04
2006	2.23	3.57	5.13	-10.70	8.83
2007	3.18	4.25	5.16	-7.45	10.63
2008	-4.37	-5.89	10.11	-28.25	10.31
2009	4.96	3.75	4.64	-1.73	13.56
2010	0.05	1.06	4.25	-10.79	4.64
2011	-1.48	-0.51	4.36	-11.56	4.34
2012	0.31	0.84	5.30	-9.10	7.54
2013	-1.34	-2.21	5.23	-11.15	6.89
2014	-0.12	0.12	4.69	-6.99	8.98
2015	-0.94	-1.67	4.40	-7.81	7.80
2016	2.33	2.41	7.68	-12.61	18.12
2017	1.84	1.70	4.25	-4.88	7.69
2018	1.38	0.85	5.86	-12.42	9.32
Total	0.77	1.04	6.40	-28.25	18.12

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 16 – Variação dólar americano (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
2000	0.53	0.71	1.99	-2.15	3.58
2001	1.54	2.95	4.51	-7.47	6.22
2002	3.57	3.77	5.58	-6.22	13.00
2003	-1.79	-2.30	4.19	-10.01	4.34
2004	-0.61	-1.23	2.88	-3.80	6.48
2005	-1.45	-1.67	2.77	-5.03	4.03
2006	-0.51	-0.48	2.14	-5.05	3.17
2007	-1.55	-2.25	2.44	-5.33	4.33
2008	2.44	-0.88	6.58	-2.66	18.86
2009	-2.61	-2.54	2.63	-6.80	1.39
2010	-0.28	-0.87	2.23	-3.08	3.41
2011	0.68	0.30	3.32	-4.48	9.14
2012	1.03	0.29	3.04	-4.06	6.84
2013	1.01	1.29	3.40	-3.67	6.57
2014	0.98	1.10	2.66	-4.09	4.83
2015	3.19	2.05	4.92	-3.12	10.86
2016	-1.20	-2.00	3.52	-7.03	4.79
2017	-0.15	0.51	2.40	-4.76	2.65
2018	1.38	2.01	4.01	-9.10	6.49
Total	0.33	-0.16	3.87	-10.01	18.86

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 17 – Média da dívida em moeda estrangeira (%)

Ano	Longo Prazo	Curto Prazo
2000	58.82	55.09
2001	60.40	61.10
2002	55.24	59.10
2003	49.02	48.08
2004	52.76	30.01
2005	50.29	23.53
2006	44.79	33.35
2007	44.35	22.67
2008	47.59	26.44
2009	39.06	42.90
2010	28.22	28.50
2011	25.28	24.15
2012	24.76	14.69
2013	20.81	31.01
2014	26.90	16.38
2015	41.22	34.27
2016	49.33	37.03
2017	51.01	22.57
2018	40.70	40.51
Total	42.66	34.28

Fonte: Elaboração do autor

Gráfico 1 – Cotação CSNA3 (R\$)

Fonte: Elaboração do autor

Gráfico 2 – Cotação IBOVESPA

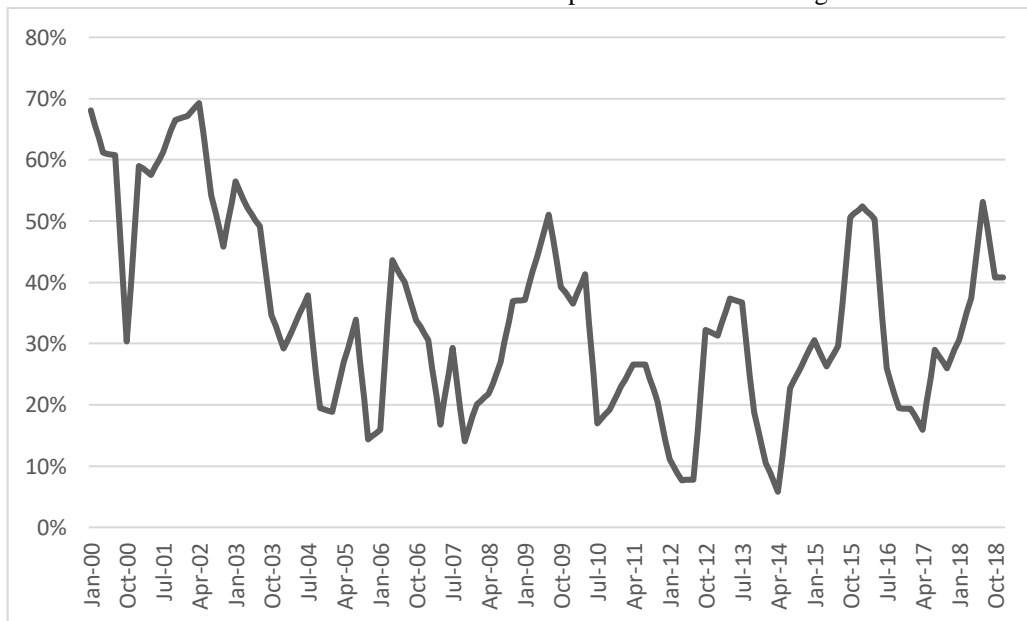
Fonte: Elaboração do autor

Gráfico 3 – Cotação dólar americano (R\$)

Fonte: Elaboração do autor

Gráfico 4 – Grau da dívida de longo prazo em moeda estrangeira

Fonte: Elaboração do autor

Gráfico 5 – Grau da dívida de curto prazo em moeda estrangeira

Fonte: Elaboração do autor

APÊNDICE B

Nesse apêndice apresentamos os dados brutos obtidos em forma mensal que foram utilizados na análise econométrica. Esses dados são relativos à cotação da CSNA3, do IBOVESPA, do dólar americano e das dívidas de curto e longo prazo da empresa. As fontes primárias dos dados aqui apresentados estão especificadas no capítulo II. Essas informações foram obtidas de todos os meses no período entre 2000 e 2018. Os dados diários da CSNA3 e IBOVESPA podem ser obtidos, mediante solicitação, junto a este autor.

Tabela 18 – Cotação da CSNA3 (R\$)

Ano	Mês											
	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
2000	3.946	3.217	3.216	3.098	2.832	3.092	3.440	3.587	3.535	3.125	3.168	3.257
2001	3.725	3.901	3.075	2.743	2.736	2.580	2.295	2.112	1.824	1.540	1.932	2.088
2002	2.252	2.212	2.537	2.551	2.629	2.501	2.734	2.278	2.094	1.967	2.412	2.827
2003	3.033	3.488	3.456	3.677	3.272	3.612	4.109	6.849	5.684	6.547	6.872	7.939
2004	9.526	9.684	10.857	10.221	7.575	6.168	6.880	7.509	7.476	7.328	7.746	8.414
2005	8.443	10.004	11.126	9.589	7.320	7.007	6.878	7.866	8.493	7.555	7.566	8.215
2006	9.213	10.537	10.922	12.162	12.086	11.019	11.753	11.383	10.606	11.107	11.283	10.806
2007	10.520	12.781	13.480	14.953	16.558	16.988	17.661	17.533	19.923	23.219	22.067	25.231
2008	25.621	31.551	32.417	35.122	40.515	37.586	31.712	28.039	24.608	15.684	12.783	14.212
2009	18.035	18.507	16.808	19.548	22.138	23.501	22.242	25.256	26.376	29.952	30.217	29.345
2010	28.608	28.885	33.650	35.052	28.434	27.478	28.165	29.184	28.629	28.865	28.734	27.500
2011	29.215	27.969	26.693	25.441	22.718	20.076	18.077	15.060	15.852	14.778	15.833	15.017
2012	17.077	18.178	18.476	17.053	14.412	12.334	10.926	10.980	12.237	11.556	10.979	11.573
2013	12.267	10.654	10.018	8.426	7.321	6.489	6.212	7.999	9.455	11.195	12.737	13.318
2014	13.307	11.469	9.733	9.506	9.174	9.386	11.095	11.089	9.832	8.825	7.387	5.658
2015	5.241	5.041	5.647	6.605	8.007	6.032	4.620	3.713	4.698	4.831	5.605	4.690
2016	3.526	4.664	7.519	11.222	9.466	7.568	10.253	10.402	9.038	10.394	11.607	11.195
2017	12.091	12.369	10.934	8.281	7.399	6.705	7.656	8.381	10.235	10.128	8.041	7.840
2018	10.516	10.704	9.031	9.048	9.011	8.322	8.407	9.329	8.893	9.776	9.404	9.117

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 19 – Cotação IBOVESPA

Mês Ano	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
2000	16926	17804	18055	15910	14694	16458	17087	17170	16659	15044	14407	14715
2001	17120	16597	15330	14432	14693	14866	13946	13413	11023	10964	12799	13319
2002	13401	13231	13898	13344	12515	11686	10306	9792	9644	9180	10030	10841
2003	11486	10350	10918	12086	13091	13491	13550	14008	16094	17782	19012	21158
2004	23413	21970	21918	21811	18878	20222	21743	22268	22699	23367	24046	25535
2005	24433	26551	27672	25513	24810	25431	25255	27008	29860	29844	31147	33130
2006	36189	37551	37767	39190	39033	35072	36302	36924	36174	38628	41199	43317
2007	43443	45164	44000	48052	51227	53646	56200	52163	56362	62681	62448	63470
2008	59645	62536	61542	64236	71210	67235	59770	55456	50595	38143	35908	37558
2009	39568	40174	39485	45218	50893	52061	52068	56671	59195	63990	66000	68110
2010	68578	65938	69070	69738	62605	63335	64143	66577	67793	70619	70380	68547
2011	69780	66516	67215	67425	63731	62299	60432	53841	55399	54669	57094	57408
2012	60698	65450	66613	62579	57136	54665	54617	58180	60057	58591	57223	59583
2013	61534	57878	56798	54759	55457	49605	47161	50062	53635	54172	52816	50749
2014	49140	47368	47047	51470	53122	53656	55791	57749	58278	54343	53576	50008
2015	48369	50131	50405	54496	55808	53483	51560	47688	46315	47282	47088	44682
2016	39390	41025	49174	51852	51016	50161	55022	57988	58425	62477	61619	59126
2017	63534	66445	65028	64469	65117	62016	64504	68805	74307	76116	73232	73750
2018	80957	84641	85197	85032	82295	72681	76994	77800	77063	84197	87440	87065

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 20 – Cotação do dólar norte americano (R\$)

Mês Ano	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
2000	1.803	1.775	1.741	1.767	1.827	1.808	1.797	1.808	1.838	1.879	1.947	1.963
2001	1.954	2.001	2.088	2.192	2.296	2.375	2.465	2.510	2.671	2.739	2.542	2.362
2002	2.377	2.419	2.346	2.320	2.480	2.713	2.934	3.109	3.341	3.805	3.576	3.625
2003	3.438	3.590	3.446	3.118	2.955	2.882	2.879	3.002	2.922	2.861	2.913	2.925
2004	2.851	2.930	2.905	2.905	3.100	3.128	3.036	3.002	2.890	2.852	2.785	2.717
2005	2.692	2.597	2.704	2.578	2.452	2.413	2.373	2.360	2.294	2.256	2.210	2.285
2006	2.273	2.161	2.151	2.129	2.177	2.248	2.189	2.155	2.168	2.148	2.157	2.149
2007	2.138	2.096	2.088	2.031	1.981	1.931	1.882	1.965	1.899	1.800	1.769	1.785
2008	1.774	1.727	1.707	1.688	1.660	1.618	1.591	1.612	1.799	2.172	2.266	2.394
2009	2.307	2.312	2.313	2.205	2.060	1.957	1.932	1.844	1.819	1.738	1.725	1.750
2010	1.779	1.841	1.785	1.756	1.812	1.806	1.769	1.759	1.718	1.683	1.713	1.693
2011	1.674	1.667	1.658	1.586	1.613	1.586	1.563	1.596	1.749	1.772	1.790	1.836
2012	1.789	1.718	1.795	1.854	1.985	2.049	2.028	2.029	2.028	2.029	2.067	2.077
2013	2.031	1.973	1.982	2.002	2.034	2.172	2.252	2.342	2.270	2.188	2.295	2.345
2014	2.382	2.383	2.326	2.232	2.220	2.235	2.224	2.267	2.332	2.448	2.548	2.639
2015	2.634	2.816	3.139	3.043	3.061	3.111	3.223	3.514	3.906	3.880	3.776	3.871
2016	4.052	3.973	3.703	3.565	3.539	3.424	3.275	3.209	3.256	3.185	3.341	3.352
2017	3.196	3.104	3.127	3.136	3.209	3.295	3.206	3.150	3.134	3.191	3.259	3.291
2018	3.210	3.241	3.279	3.407	3.636	3.773	3.828	3.929	4.116	3.758	3.786	3.884

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 21 – Dívida de longo prazo em moeda estrangeira (%)

Mês Ano	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
2000	58.12	57.20	56.28	55.37	57.25	59.12	61.00	60.93	60.87	60.80	61.23	61.67
2001	62.10	62.73	63.35	63.97	62.37	60.77	59.16	58.23	57.29	56.35	54.73	53.10
2002	51.48	52.28	53.08	53.88	55.87	57.86	59.85	58.48	57.11	55.74	54.61	53.47
2003	52.33	49.93	47.53	45.13	47.57	50.01	52.45	50.36	48.26	46.16	48.19	50.23
2004	52.27	53.51	54.74	55.98	54.51	53.04	51.56	51.45	51.34	51.23	50.87	50.50
2005	50.14	50.24	50.35	50.45	49.90	49.35	48.80	49.79	50.79	51.78	50.66	49.53
2006	48.41	47.05	45.69	44.34	43.99	43.65	43.30	43.24	43.17	43.11	42.05	41.00
2007	39.94	42.00	44.05	46.10	46.12	46.14	46.15	45.84	45.53	45.21	45.75	46.28
2008	46.81	46.80	46.79	46.77	47.83	48.90	49.96	48.91	47.86	46.82	46.40	45.98
2009	45.57	44.84	44.12	43.39	41.64	39.88	38.13	35.13	32.13	29.14	28.88	28.63
2010	28.38	28.17	27.96	27.75	28.03	28.31	28.58	28.45	28.31	28.17	27.72	27.27
2011	26.83	26.02	25.21	24.41	24.52	24.64	24.75	24.88	25.00	25.13	25.14	25.14
2012	25.15	25.79	26.43	27.07	26.52	25.97	25.43	24.08	22.74	21.40	20.88	20.37
2013	19.86	20.03	20.20	20.37	20.30	20.23	20.16	21.06	21.96	22.87	23.27	23.67
2014	24.07	24.35	24.63	24.90	25.95	27.00	28.06	28.89	29.73	30.56	31.84	33.11
2015	34.38	34.44	34.50	34.55	37.44	40.33	43.22	46.39	49.55	52.71	51.73	50.75
2016	49.77	49.03	48.28	47.54	48.31	49.09	49.86	49.96	50.06	50.15	49.91	49.67
2017	49.43	50.01	50.59	51.17	50.74	50.31	49.88	51.11	52.33	53.55	50.05	46.55
2018	43.05	44.07	45.08	46.10	42.84	39.58	36.32	36.65	36.98	37.31	37.31	37.31

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 22 – Dívida de curto prazo em moeda estrangeira (%)

Mês Ano	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
2000	68.06	65.76	63.45	61.15	61.02	60.90	60.77	50.64	40.50	30.37	39.92	49.47
2001	59.01	58.52	58.03	57.54	58.79	60.04	61.28	63.04	64.79	66.54	66.74	66.95
2002	67.15	67.85	68.56	69.26	64.22	59.18	54.14	51.37	48.60	45.83	49.38	52.94
2003	56.49	55.03	53.57	52.11	51.11	50.11	49.11	44.28	39.44	34.61	32.80	31.00
2004	29.20	30.63	32.07	33.50	34.97	36.43	37.90	31.74	25.59	19.43	19.25	19.06
2005	18.88	21.58	24.28	26.98	29.29	31.59	33.90	27.39	20.89	14.38	14.90	15.41
2006	15.93	25.14	34.36	43.58	42.42	41.26	40.10	38.00	35.90	33.81	32.72	31.62
2007	30.53	25.95	21.38	16.80	20.98	25.16	29.34	24.24	19.13	14.03	16.06	18.09
2008	20.12	20.66	21.20	21.75	23.50	25.25	27.00	30.30	33.60	36.90	36.99	37.08
2009	37.18	39.50	41.82	44.14	46.43	48.72	51.01	47.10	43.19	39.28	38.34	37.41
2010	36.48	38.10	39.73	41.35	33.23	25.11	16.99	17.72	18.46	19.19	20.46	21.72
2011	22.98	24.18	25.38	26.58	26.58	26.57	26.57	24.54	22.51	20.48	17.35	14.22
2012	11.09	9.96	8.84	7.71	7.73	7.75	7.77	15.91	24.05	32.19	31.87	31.56
2013	31.24	33.28	35.31	37.35	37.14	36.93	36.72	30.72	24.72	18.73	15.98	13.22
2014	10.47	8.92	7.36	5.81	11.43	17.05	22.67	23.97	25.28	26.59	27.91	29.24
2015	30.57	29.13	27.70	26.27	27.39	28.51	29.63	36.63	43.63	50.63	51.22	51.82
2016	52.41	51.71	51.00	50.30	42.20	34.09	25.99	23.80	21.62	19.44	19.42	19.41
2017	19.40	18.23	17.07	15.91	20.27	24.64	29.01	28.00	26.99	25.98	27.51	29.05
2018	30.58	32.89	35.20	37.50	42.73	47.95	53.18	49.05	44.92	40.80	40.80	40.80

Fonte: Elaboração do autor

REFERÊNCIAS

ADLER, Michael e DUMAS, Bernard. Exposure to currency risk: definition and measurement. *Financial Management*, v. 13, n. 2, p. 41-50, 1972.

CHOI, Jongmoo Jay e PRASAD, Anita Mehra. Exchange risk sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of U.S. multinationals. *Financial Management*, v. 24, n. 3, p. 77-88, 1995.

DOMINGUEZ, Kathryn M. E. e TESAR, Linda L. Exchange rate exposure. *Journal of International Economics*, v. 68, n. 1, p. 188-218, 2006.

GUIMARÃES, A.F.F.; O Impacto da Variação da Taxa de Câmbio Sobre o Retorno da Ação da Usiminas. Monografia (Graduação em Economia) – UFRJ, Rio de Janeiro, 2017.

HOBBERG, Gerard e MOON, Katie. Offshore Activities and Financial vs Operational Hedging. *Journal of Financial Economics*, v. 125, n. 2, p. 217-244, 2017.

MARINHO, L.C.; O Impacto da Variação Cambial Sobre o Retorno das Ações da Braskem. Monografia (Graduação em Economia) – UFRJ, Rio de Janeiro, 2015.

MARSHALL, Andrew P. Foreign exchange risk management in UK, USA and Asia Pacific multinational companies. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 10, n. 2, p. 185-211, 2000.

MULLER, Aline e VERSCHOOR, Willem F. C. Foreign exchange risk exposure: survey and suggestions. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 16, n. 4, p. 385-410, 2006.

PONTES, Maria Auxiliadora de Abreu. O Impacto da Variação da Taxa de Câmbio Sobre o Preço das Ações da Aracruz Celulose S.A. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia) – IBMEC, Rio de Janeiro, 2010.

STULZ, René M. e WILLIAMSON, Rohan. Identifying and quantifying exposures. In: BROWN, G.W.; CHEW, D.H. (Org.) *Corporate Risk Strategies and Management*. London: Risk Publications, 2000.

TAKAKI, Thiago Rodrigues. O impacto da variação da taxa de câmbio sobre os retornos das ações da CEMIG. Dissertação (Mestrado em Economia) – IBMEC, Rio de Janeiro, 2011.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

YE, Min; HUTSON, Elaine; MUCKLEY, Cal. Exchange rate regimes and foreign exchange exposure: The case of emerging market firms. *Emerging Markets Review*, v. 21, p. 156-182, 2014.