

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

**O IMPACTO DA VARIAÇÃO CAMBIAL SOBRE O
RETORNO DAS AÇÕES DA BRASKEM**

LEANDRO COSTA MARINHO
matrícula nº: 112083366

ORIENTADOR(A): Prof. Alexandre Barros da Cunha

AGOSTO 2015

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

O IMPACTO DA VARIAÇÃO CAMBIAL SOBRE O RETORNO DAS AÇÕES DA BRASKEM

LEANDRO COSTA MARINHO
matrícula nº: 112083366

BANCA EXAMINADORA

PROF. ORIENTADOR. Alexandre Barros da Cunha
PROF. Fábio Sá Earp
PROF^a. Ana Cristina Reif

AGOSTO 2016

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

Dedico este trabalho à minha mãe, que tanto esperou por este momento, nunca desistindo de me apoiar para que concluísse essa etapa. Ao meu pai, modelo que procurei seguir, sempre disposto a fazer de tudo por mim e me guiar sempre que preciso. Obrigado por tudo, e por investirem na minha educação, e me dar condições de ter o sucesso profissional e pessoal que estou tendo hoje. À minha irmã, que serve de inspiração por toda a dedicação que demonstra em seus estudos e em sua vida. Aos meus avós, por terem sempre me acolhido e ajudado a me dar a melhor infância que alguém poderia querer. Ao meu tio, por todos os bons momentos que passamos enquanto foi possível. E à Aline, por todo o apoio e motivação que me deu em todos esses anos juntos, na saúde e na doença, na pobreza e na riqueza; sem você eu não estaria onde estou. Amo todos vocês!

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao professor Alexandre Barros da Cunha, por todo o empenho em me orientar neste trabalho, e à todos os professores que participaram da minha formação ao longo de todos estes anos de estudo.

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo estimar o impacto da variação da taxa de câmbio sobre o retorno real das ações da empresa Braskem S.A., listada na Bolsa de Valores de São Paulo, no período de janeiro de 1995 até dezembro de 2014. Para isso, avaliamos ao longo do trabalho a bibliografia disponível sobre o tema, fizemos uma análise da empresa e de suas possíveis fontes de exposição cambial, coletamos dados contendo o preço das ações da empresa, da taxa de câmbio, e do IPCA, e por fim estimamos a relação entre a taxa de câmbio e o preço das ações da empresa através de um modelo econométrico que foi ampliado ao longo do trabalho, colocando variáveis adicionais, retirando as que não eram significativas, e ficando com um modelo mais parcimonioso. Encontramos evidências empíricas de que a variação cambial impacta de forma estatisticamente sign

ificativa o retorno real das ações da Braskem, sendo que a depreciação da moeda doméstica, tende a reduzir o retorno da ação.

ÍNDICE

I	INTRODUÇÃO	7
II	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	11
III	VISÃO GERAL DA BRASKEM S.A.	15
IV	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	21
V	ANÁLISE ECONOMETRICA	28
VI	CONCLUSÃO	51
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	53

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RETORNO REAL DE BRKM5 (%).....	23
TABELA 2: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RETORNO REAL DO IBOV (%)	24
TABELA 3: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RETORNO REAL DO IGC-NM (%)	24
TABELA 4: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIAÇÃO NOMINAL DA PTAX (%).....	25
TABELA 5: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.1).....	29
TABELA 6: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.2).....	30
TABELA 7: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.3).....	31
TABELA 8: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.4).....	33
TABELA 9: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.5).....	35
TABELA 10: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.6).....	37
TABELA 11: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.7).....	39
TABELA 12: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.8).....	41
TABELA 13: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.9).....	43
TABELA 14: COMPARATIVO DOS COEFICIENTES DAS REGRESSÕES V.8 E V.9	44
TABELA 15: RESULTADO DA ESTIMAÇÃO (V.10).....	46
TABELA 16: COMPARATIVO DOS COEFICIENTES DAS REGRESSÕES V.8 E V.10 NO PERÍODO DE AGOSTO DE 2001 ATÉ DEZEMBRO DE 2014.....	48

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1: PREÇO DE FECHAMENTO MÉDIO MENSAL DA AÇÃO DA BRASKEM DE 1995 A 2014.....	25
GRÁFICO 2: VALOR DE FECHAMENTO MÉDIO MENSAL DO IBOVESPA DE 1995 A 2014.....	26
GRÁFICO 3: VALOR DE FECHAMENTO MÉDIO MENSAL DA PTAX DE 1995 A 2014.	26
GRÁFICO 4: CORRELAÇÃO ENTRE OS ÍNDICES IBOV E IGC-NM.	45

I INTRODUÇÃO

A exposição cambial pode ser definida como a sensibilidade do retorno das ações de uma empresa em relação à valorização ou desvalorização do câmbio. Esta monografia tem como objetivo analisar empiricamente de que forma a exposição cambial impacta o retorno real das ações da companhia Braskem S.A., empresa listada na bolsa de valores de São Paulo. Para isso, iremos utilizar dados diários e mensais de janeiro de 1995 até dezembro de 2014 retirados do software Economática, que foram tratados para que utilizássemos com as médias mensais de cada variável. Contamos assim com 240 amostras mensais de dados do Ibovespa, IPCA, IGC-NM, e PTAX, e trabalhamos com essas amostras utilizando técnicas econométricas.

Este tema tem atraído a atenção de diversos pesquisadores, e se tornou cada vez mais relevante com o fim do sistema de Bretton Woods em 1971. Neste sistema havia uma pequena banda de variação de 1% na taxa de câmbio dos países membros, sendo a moeda principal, o dólar, atrelada ao ouro. Com o fim do sistema, houve uma crescente volatilidade nas taxas de câmbio das principais moedas internacionais, o que conseqüentemente, passou a afetar as empresas direta ou indiretamente envolvidas em mercados fora de seus países de origem.

Uma análise preliminar dos dados apresentou evidências de que tivemos diversos períodos de choque onde a relação entre o retorno real das ações e a taxa de câmbio pode ter sofrido uma modificação. Os períodos que identificamos foram: a mudança do regime cambial em 1999, a crise de confiança em 2002 por conta das eleições, e a crise internacional de 2008. Por isso, utilizamos no trabalho algumas variáveis *dummy*, representando cada um destes períodos, além de uma variável adicional como forma de verificar se a exposição cambial tinha uma relação positiva ou negativa com o retorno real das ações da empresa; a análise nos mostrou que existe uma relação negativa entre as variáveis, sendo esta estatisticamente significativa para todo o período analisado.

Para embasar nosso trabalho, fizemos uma revisão bibliográfica de alguns relevantes artigos acadêmicos sobre exposição cambial publicados nas últimas décadas sobre o impacto da exposição cambial em empresas de diversos países, e de diferentes setores econômicos. Primeiramente, analisamos o artigo de Muller e Verschoor (2006b), onde se pode verificar que

apesar de não haver um consenso sobre o assunto e termos resultados variados na relação entre a exposição cambial e o retorno das empresas, podemos chegar a uma conclusão de que ela é mais forte em economias mais abertas, e menor em economias mais fechadas como a americana. Há ainda a hipótese de que o fato das empresas conhecerem o risco, e ao se utilizarem de ferramentas de controle, este impacto seja reduzido.

Em outro trabalho, Adler e Dumas (1984) chegam à conclusões importantes, como a impossibilidade de haver um *hedge* perfeito entre os ativos físicos e resultados operacionais vis à vis a exposição cambial das empresas. Portanto, tendo em vista nossa definição de exposição cambial, não podemos encontrar a exposição cambial contabilmente, e sim através de exercícios econométricos, pois essa exposição não é um número contábil, mas uma variável estatística. Além disso, os autores concluem que a exposição cambial afeta não somente empresas que atuam no mercado internacional, mas também afeta indiretamente empresas que atuam apenas no mercado local através de suas relações com outras empresas, fornecedores e consumidores.

Dominguez e Tesar (2006) concluíram que há uma relação estatisticamente significativa entre a exposição cambial e o retorno das ações das empresas. A partir desta definição, os autores utilizam os coeficientes de exposição encontrados como uma variável de controle para definir uma relação a partir de três hipóteses que seriam capazes de definir o nível de exposição cambial. A primeira hipótese, é que o setor e o tamanho da empresa são relevantes para definir a exposição cambial. Foi encontrada evidência de que empresas de menor porte são mais suscetíveis à exposição cambial, porém não há evidência de diferença entre os setores. A segunda hipótese, é a de que empresas com maior atividade internacional são mais afetadas por variações cambiais. Foram encontradas evidências de que uma desvalorização cambial em seus países de origem, podem afetar positivamente o retorno deste grupo de empresas, principalmente na França, Alemanha, Japão e Reino Unido. A terceira hipótese, é a de que empresas ligadas ao comércio internacional têm maior exposição cambial. Neste caso, foram encontradas diferentes relações, sendo as empresas exportadoras beneficiadas com a depreciação de suas moedas, e as empresas importadoras beneficiadas com a apreciação de suas moedas. Outra conclusão importante é em relação aos instrumentos de *hedge*, que podem gerar um viés nas amostras, fazendo com que indústrias que seriam mais expostas não aparentem ser, pois utilizariam mais proteção que as outras, fazendo com que o risco cambial não se concentre em nenhum tipo de indústria.

Por fim, Jorion (1990) estuda a exposição cambial de um grupo de empresas americanas, chegando à conclusão de que as empresas americanas são pouco afetadas pela exposição

cambial, havendo uma relação significativa em apenas 15 das 287 analisadas. Porém, foi possível que o autor chegasse à uma relação entre o nível de internacionalização das empresas, e seu risco cambial. O autor conclui ainda que utilizando um modelo de arbitragem, seria possível precificar a exposição cambial, e com hedge, reduzir o custo de capital da empresa, porém, o autor se utiliza de uma conclusão de outro artigo de sua autoria, em que concluiu que o risco cambial é um risco diversificável, e como tal, não há retorno adicional ao se assumir um risco diversificável.

Ao concluir a revisão bibliográfica dos artigos citados acima, começamos a verificar as possíveis causas da exposição cambial da Braskem S.A, analisada neste trabalho, e trazemos uma visão geral da companhia, descrevendo a atividade da empresa, do setor petroquímico ao qual a empresa está inserida, analisando os principais mercados em que atua, suas principais matérias primas, as principais fontes de receitas e a estrutura de capital. Através desta análise, podemos verificar que a empresa tem forte atuação em diversos países, além de ter suas principais receitas no Brasil provenientes de exportação, o que pode indicar um alto grau de exposição cambial. Por isso, analisamos também de que forma a empresa atua para reduzir o impacto dessa exposição ao descrevermos as ferramentas utilizadas pela empresa para *hedge*, como derivativos e outros produtos financeiros, e também analisamos as operações para *hedge accounting*.

Ao longo desta monografia, foram obtidas evidências de que a taxa de câmbio é um fator de risco importante para a empresa Braskem S.A. Encontramos uma relação estatisticamente significativa entre o impacto da taxa de câmbio e o retorno real da empresa, sendo ela variável ao longo do tempo, com diferenças antes e após a mudança do regime de câmbio em 1999 (negativa antes de 1999, e positiva após 1999), e também durante a crise de 2008 (ficando mais negativa durante a crise) e em outros períodos. De uma maneira geral, temos evidência de que a desvalorização cambial, em períodos de estabilidade, afeta positivamente o retorno real das ações da empresa. Já em períodos de crise, como no ano de 2008, há uma relação negativa entre a desvalorização cambial e o retorno das ações. Isso indica, portanto, que a empresa deve estar atenta à sua exposição cambial, e ter um forte controle de risco para reduzir esta exposição sempre que possível através das ferramentas disponíveis no mercado.

Esta monografia está organizada em seis capítulos, os quais foram divididos da seguinte maneira: no segundo capítulo, faremos uma revisão bibliográfica dos principais artigos sobre exposição cambial e seus impactos em empresas de diversos países; no terceiro capítulo, fazemos uma análise geral da empresa e do setor em que atua, além de possíveis fontes de

exposição cambial; no quarto capítulo, apresentamos a base de dados e as metodologias utilizadas para tratarmos os dados; no quinto capítulo, analisamos os dados através de técnicas econométricas, e no sexto capítulo, apresentamos as conclusões encontradas acerca do tema.

II REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo, faremos uma revisão bibliográfica dos principais textos utilizados como fonte de pesquisa para desenvolvimento deste trabalho, com o objetivo de analisar o impacto da variação da taxa de câmbio sobre o valor real da Braskem S.A.

Começamos analisando o artigo de Muller e Verschoor (2006b), que faz um apanhado geral de diversos trabalhos teóricos sobre exposição cambial de empresas, assim como traz evidências empíricas da relação entre a taxa de câmbio e o retorno das ações das empresas. O estudo traz ainda, diversos pontos, onde o entendimento dessa relação ainda é incompleto na literatura.

Os autores começam por identificar que a partir da quebra da paridade fixa dólar-ouro do sistema de Bretton Woods, as volatilidades das taxas de câmbio aumentaram demasiadamente, e passaram a ser importantíssimas na gestão financeira das empresas. Os estudos indicam ainda que os movimentos das taxas de câmbio afetam tanto o fluxo de caixa das empresas, como a taxa de desconto utilizada nos modelos para avaliação do valor da firma. A partir de então, a potencial vulnerabilidade das empresas multinacionais para o risco em moedas estrangeiras fez com que o número de trabalhos sobre o tema crescesse bastante, despertando grande interesse acadêmico.

Os autores, ao analisar diversos artigos sobre o tema, verificaram que não há grande consenso sobre o tema, havendo por exemplo, pelos estudos analisados, uma fraca correlação entre taxas de câmbio e o retorno das ações americanas, porém, em economias com maior grau de abertura, há uma relação mais forte nas estimativas de risco cambial. Os autores levantam ainda a possibilidade de que estes resultados podem ser consequência do conhecimento das empresas sobre este risco, o que às leva a tomar medidas de proteção, como *hedge*. Porém, alguns autores como Brown (2001) levantam ainda a possibilidade de que esses mecanismos de proteção não são tão efetivos, visto que os efeitos de longo prazo da variação cambial sobre as empresas, são difíceis de prever, e portanto, a efetividade destes mecanismos diminui, visto que o mercado não tem capacidade de analisar o impacto do risco cambial sobre as empresas a todo instante.

Na análise dos trabalhos empíricos analisados da pesquisa, os autores dividem os trabalhos em três fases distintas, sendo a primeira, trabalhos mais antigos, em que os autores começaram a especificar as principais variáveis dos modelos, onde vamos utilizar como referência o trabalho de Adler e Dumas (1984), na segunda rodada de trabalhos, houve refinamentos nos métodos de pesquisa, e utilizaremos como referência o trabalho de Dominguez e Tesar (2006), e na terceira rodada, os autores passaram a estudar as características da exposição cambial, tema que não discutiremos neste trabalho. Vamos analisar aqui, principalmente, autores da primeira e da segunda rodada, dos quais falaremos mais adiante.

Por fim, após análise de diversos artigos, os autores concluem que há certo consenso de que as variações cambiais afetam, até certo ponto, o retorno das ações, e portanto, a variação cambial importa, e têm consequências práticas para as empresas, e assim, também gera interesse acadêmico. Porém, apesar de todo o estudo feito até então, não é possível a estimação de um modelo único que explique e quantifique o choque das variações cambiais no retorno das ações.

Os autores concluem que, apesar de todo o avanço científico nesta área, ainda há um conhecimento incompleto de como as operações de *hedge* afetam a sensibilidade das variações cambiais em relação ao retorno das ações, e de como as relações de tempo, horizonte, e a natureza não linear da exposição cambial afetam as empresas. Ainda, os efeitos do aumento da volatilidade em períodos de crise financeira sobre o patrimônio dos acionistas, precisa ser melhor estudado.

No próximo trabalho que analisado, Adler e Dumas (1984) começam por definir a diferença entre risco e exposição, definindo que o risco é a incerteza, ou a variação inesperada nas taxas de câmbio, e exposição seria o quanto há em risco. Logo após, os autores definem o risco da exposição cambial como:

“the amounts of foreign currencies which represent the sensitivity of the future, real domestic-currency (market) value of any physical or financial asset to random variations in the future domestic purchasing powers of these foreign currencies, at some specific future date” (ADLER, M.; DUMAS, B, 1984: 42).

Eles então, estimam a exposição de um ativo financeiro ou físico ao fazer a regressão do valor de mercado em moeda local do ativo, na taxa de câmbio da moeda estrangeira. Eles utilizam essa metodologia para evitar os problemas estatísticos encontrados em séries temporais não-estacionárias.

Os autores se basearam no cálculo do *beta*, amplamente utilizado em diversos trabalhos, que é exposição da ação ao risco de mercado, e utilizou a mesma metodologia para o cálculo do risco da exposição cambial. Os autores também concluem, que não é possível utilizar instrumentos de *hedge* para proteger perfeitamente ativos das companhias, pois a exposição cambial é uma quantia estatística, e não um número contábil. Portanto, contratos futuros e passivos cambiais, não podem ser utilizados para proteger perfeitamente ativos físicos e resultados operacionais. Outra conclusão importante, é que o coeficiente encontrado como exposição, se refere à empresa como um todo, apesar dele poder variar de projeto para projeto. Além disso, qualquer empresa pode estar exposta ao risco cambial, direta ou indiretamente, seja importadora ou exportadora, ou mesmo que não tenha relação direta com o mercado internacional, pois o risco cambial afeta a economia como um todo, seja na concorrência com produtos importados, ou fornecedores e consumidores que estão expostos ao risco cambial, podendo sua renda, e conseqüentemente sua demanda, cair ou subir, afetando indiretamente a empresa.

Em Dominguez e Tesar (2006), é feita uma análise entre as variações da taxa de câmbio e o valor de algumas empresas. Os autores estimam a exposição cambial em 8 países diferentes das empresas de capital aberto listadas em bolsa, em mercados industrializados e emergentes, não incluindo os Estados Unidos. Os autores concluem ao fim do artigo, que as variações cambiais são importantes em uma fração significativa de empresas, porém, quais empresas são afetadas e a direção da exposição, depende de qual moeda é analisada, e varia com o tempo, o que sugere que as empresas ajustam seu comportamento de acordo com o seu risco cambial.

As conclusões à que o artigo chega, são de que a nível de país, a exposição cambial é bastante robusta, porém, a exposição varia de empresa para empresa, e de indústria para indústria. Os autores concluem ainda, que as empresas de menor porte são mais expostas ao risco cambial do que as de médio e grande porte, provavelmente por maior acesso à instrumentos de proteção financeira, chamados de *hedge*. Além disso, empresas com maior atividade internacional, também são mais expostas a risco cambial. Outra conclusão importante, é que o risco cambial não parece estar concentrado em indústrias específicas, provavelmente por problemas de viés, já que quanto mais suscetível a empresa estiver ao risco cambial, maior a chance de que ela irá utilizar mecanismos de proteção.

No quarto artigo analisado, Jorion (1990) estuda a exposição cambial de empresas multinacionais americanas. Como o autor utiliza uma base de empresas americanas, e as empresas estão expostas à uma gama grande de moedas internacionais, foi utilizado um modelo

desenvolvido pelo FMI denominado *Multilateral Exchange Rate Model*, que estima uma taxa de câmbio única da moeda local de um país em relação à todas as outras moedas do mundo, utilizando como peso a participação comercial de cada país, desta forma, chega-se à estimativa de uma taxa de câmbio única em relação ao resto mundo com a moeda local. Com isso, o autor consegue estimar a variação de todas as moedas como uma variação única frente ao dólar, que é a moeda doméstica do estudo.

Ao final do estudo, o autor conclui que a exposição cambial na maior parte da amostra analisada é pequena ou quase nula, do total de 287 empresas analisadas, apenas 15 apresentaram coeficientes significativos estatisticamente. Além disso, dependendo do período analisado, o coeficiente de exposição cambial varia significativamente.

Apesar do resultado pouco expressivo para a exposição cambial das multinacionais americanas, foi possível encontrar uma relação positiva entre os negócios internacionais da empresa, e o grau de exposição cambial, não havendo também diferenças significativas na exposição cambial entre empresas sem operações internacionais. Para o autor, estes resultados têm implicações diretas nos testes de precificação de ativos. Ao considerar que o valor do dólar afeta diferentemente empresas americanas, teoricamente a exposição cambial poderia ser precificada utilizando uma estrutura de *arbitrage pricing theory* (APT). Se essa relação fosse verdadeira, as empresas poderiam afetar o seu custo de capital através de operações de *hedge* em moedas estrangeiras. Porém, como o próprio autor já demonstrou em Jorion (1988), o risco cambial é um risco diversificável, e de acordo com a teoria, riscos que são diversificáveis não trazem nenhum retorno adicional, portanto, as empresas não podem afetar seu custo de capital utilizando uma estrutura de APT, pois esse é um risco diversificável.

Finalizada a revisão dos artigos acima mencionados, faremos agora uma análise da empresa objeto de estudo deste trabalho, a Braskem S.A. Nos próximos capítulos, trataremos uma visão geral da empresa, mostrando possíveis fontes de exposição cambial, para que posteriormente façamos um estudo empírico sobre a empresa, e possamos chegar à uma conclusão sobre seu grau de exposição cambial.

III VISÃO GERAL DA BRASKEM S.A.

Nosso objeto de estudo, a Braskem S.A. é uma empresa do setor químico e petroquímico. Criada com o atual nome em 2002, através da junção de seis empresas (Copene, OPP, Trikem, Proppet, Nitrocarbono e Polialden) dos grupos Odebrecht e Mariani, sendo a principal delas a Copene, que tinha suas ações negociadas em bolsa desde 1986. Em 2007, a Braskem integrou, em acordo com a Petrobrás, ativos da Copesul, Ipiranga Química, Ipiranga Petroquímica, Petroquímica Paulínia e Petroquímica Triunfo. Com esta fusão, a Petrobrás e seu braço petroquímico (Petroquisa), passaram a deter 30% do capital votante e 25% do capital total da empresa.

O setor petroquímico, o qual a empresa está inserida, é de grande importância para a economia mundial, produzindo grande variedade de produtos para atender à saúde, alimentação, transporte, habitação e vestuário. A cadeia de produção química e petroquímica, se divide em empresas de primeira geração, que produzem petroquímicos básicos (como eteno, propeno, butadieno, cloro e outros), e aromáticos (como benzeno, tolueno, xilenos e outros); de segunda geração, que produzem itens intermediários, como resinas termoplásticas (PE, PP e PVC), e de terceira geração, que são empresas de transformação. A Braskem é uma empresa que integra produtos de primeira e segunda geração em sua cadeia, o que contribui para gerar ganhos de escala em suas operações.

Os principais fatores de competitividade da indústria petroquímica são a alta disponibilidade de matéria-prima (principalmente nafta), tecnologia, facilidade de acesso ao mercado consumidor, e baixo custo de capital. Os mercados mais competitivos atualmente, são a Ásia, pelo grande mercado consumidor, e recentemente os EUA, que devido à nova tecnologia de produção do gás de xisto, que tem grande competitividade na produção de eteno e derivados, tornou-se um grande competidor para as empresas tradicionais com produção baseada em nafta.

Uma característica importante da indústria, é que ela é altamente cíclica. Durante as fases de alta, ocorrem investimentos na capacidade produtiva para atender à demanda crescente, o que acaba por gerar um excesso de oferta à medida que nova capacidade produtiva entra em operação, o que leva em torno de três a quatro anos, e que decorre em uma fase posterior de baixa.

Em 2014, a capacidade de produção mundial de eteno, um dos principais produtos da indústria, foi de aproximadamente 160 milhões de toneladas, com previsão de expansão dessa capacidade em 32 milhões de toneladas até 2018. No mesmo período a produção mundial de resinas termoplásticas (PE, PP e PVC), uma das aplicações do eteno, foi de 230 milhões de toneladas, sendo a Braskem responsável por 3,5% desta produção atendendo 70% da demanda brasileira por estes produção.

Sendo o setor petroquímico um setor altamente competitivo, e com fatores de competitividade diferenciados regionalmente, a Braskem procura se posicionar em diversas regiões, sendo uma empresa com presença global. A principal região de atuação é o Brasil, devido à boa disponibilidade de nafta produzido pela Petrobras, mas possui também unidades industriais nos Estados Unidos, México e Alemanha, além de escritórios comerciais em outros 12 países. Possui ainda dois centros de inovação, um em Triunfo, Rio Grande do Sul, e outro em Pittsburgh, Pennsylvania, nos EUA. A empresa possui ainda clientes em mais de 70 países, em todos os continentes, atendendo a setores como saúde, habitação, transporte, indústria automobilística, embalagens, construção e infraestrutura. É ainda líder das Américas em resinas termoplásticas e conta com a maior capacidade produtiva mundial de biopolímeros. É uma empresa de capital aberto, com ações negociadas nas bolsas do Brasil, Estados Unidos e Espanha.

A empresa é dividida atualmente em quatro unidades de negócio, que possuem autonomia entre si, e coordenam as atividades comerciais, de marketing, pessoal e planejamento. São elas: Unidades América Latina, Unidade Estados Unidos e Europa, Unidade Poliolefinas, Renováveis e Vinílicos, e Unidade Petroquímicos Básicos. A Unidade América Latina, conta com o projeto Braskem Idesa, no México, onde serão produzidos polietilenos a partir de gás natural, e estuda projetos em outros países da América Latina. A Unidade Estados Unidos e Europa, é especializada em polietilenos de ultra-alto peso molecular (UTECH – Ultra High Molecular Weight Polyethylene), que são produzidos nos Estados Unidos e na Europa. A Unidade de Poliolefinas, Renováveis e Vinílicos produz polietilenos (baixa densidade, baixa densidade linear, alta densidade e polietileno verde) polipropileno, PVC e cloro-soda, produzidos no Brasil. A Unidade Petroquímicos Básicos, é responsável por cerca de 30 produtos, sendo os principais o eteno, eteno verde, propeno, e intermediários químicos e aromáticos.

No final de 2014, a empresa contava com 8126 funcionários, além de 11 mil empresas fornecedoras de materiais e serviços, tendo um custo de 29,6 bilhões de reais no ano com

matérias-primas, entre elas nafta (derivado do petróleo), gás natural e etanol de cana-de-açúcar, que é utilizado na linha de produtos verdes. Investiu ainda 2,5 bilhões de reais no ano, tendo produzido em produtos de primeira geração; 3,2 milhões de toneladas de eteno, 1,3 milhão de toneladas de propeno, 1 milhão de toneladas de BTX (benzeno, tolueno, orto-xileno, para-xileno), 374,8 toneladas de butadieno; e de segunda geração; 2,4 milhões de toneladas de PEs (polietileno e polietileno verde, fabricado a partir de cana-de-açúcar), 3,4 milhões de toneladas de PPs (polipropileno), 635 mil toneladas de PVC (policloreto de vinila), e 448 mil toneladas de soda líquida. Gerou com isso, uma receita de 46 bilhões, e obtendo um resultado de 726 milhões de reais de lucro líquido no ano. Beneficiou ainda toda uma cadeia de produção, gerando mais de 40 mil empregos indiretos, pagou 45,6 bilhões em custos operacionais, 3,2 bilhões para detentores de capital, 1,1 bilhão em salários e benefícios e 508 milhões em pagamento ao governo.

Atualmente a empresa está envolvida em um grande projeto no México, junto com a petroquímica mexicana Idesa. O local conta com um complexo produtivo com diversas plantas para produção a partir de gás natural, uma matéria-prima bastante competitiva para a região. O projeto já conta com fornecimento garantido por 20 anos pela estatal Pemex. A capacidade produtiva do complexo será de 1,05 milhão de toneladas de polietileno de alta e baixa densidades, o que equivale a dois terços do que é importado atualmente pelo México, gerando um impacto positivo na balança comercial do país de 1,5 a 2 bilhões de dólares por ano. Outra grande vantagem do complexo mexicano, são acordos de livre comércio que o México possui com mais de 40 países, o que facilita o acesso da Braskem a estes mercados.

Vamos agora à uma rápida análise do capital da companhia ao final de 2014. Os ativos totais são financiados em 65,1% por capital de terceiros, com 78,6% sendo dívida de longo prazo e o restante de curto prazo. Os 34,9% restantes relativos ao capital próprio, são divididos pelos seguintes acionistas: 36,1% (47% do capital votante) da Petrobrás, 38,3% da Odebrecht (50,1% do capital votante), 5% da Bradespar, e 20,6% está disperso em poder de outros acionistas. O perfil da dívida da companhia, é composto de uma dívida bruta de 20,3 bilhões de dólares, sendo 74% atrelada ao dólar, o que demonstra alto grau de exposição da dívida à moeda americana. Tem ainda um prazo médio relativamente longo, de 15,5 anos no total, e 21,4 anos considerando apenas a parcela da dívida em dólar. A alavancagem financeira da companhia é de 2,0 o está em linha com o mercado, sua alavancagem operacional é de 1,7, o que indica que seus custos fixos não são muito significativos, e não representam grandes riscos para o negócio em caso de queda significativa de produção.

Ao final de 2014, a companhia tinha um valor de mercado de aproximadamente 22 bilhões de reais. Teve um total de vendas equivalente à 51,6 bilhões, um aumento de 5,6% em relação ao ano anterior, o EBITDA (Lucro antes de amortizações e impostos) somou 6,3 bilhões, com uma margem EBITDA de 12,2%, aumento de 0,5p.p. em relação aos 11,7% do ano anterior. Seu lucro líquido total foi de 726,3 milhões de reais, ou 1,0854 reais por ação, o retorno sobre o patrimônio médio do ano, foi de 10,7% alta de 0,9 p.p em relação ao retorno de 9,8% do ano anterior.

Através dos relatórios obrigatórios com comentários da administração da companhia, obrigatório de acordo com as normas do IFRS (International Financial Reporting Standards), conseguimos verificar algumas possíveis fontes de exposição cambial na empresa, objetivo de estudo do nosso trabalho. Ao analisar as receitas, verificamos que em 2014, houve receita total de 53 bilhões de reais, sendo 17 bilhões de reais, ou 32% provenientes do mercado externo, ou seja, em moeda estrangeira. Em relação aos custos dos produtos vendidos, do total de 40 bilhões de reais, houve um impacto negativo de 2,9 bilhões de reais, resultando no aumento das despesas em real, devido à apreciação do dólar no período. Do total do nafta utilizado pela companhia, principal matéria prima, 70% é produzido localmente pela Petrobrás, e 30% é importado de países do norte da África e Venezuela, podendo haver uma pequena exposição à moeda americana, considerando porém, que o preço das commodities no mercado internacional, é negativamente correlacionado ao valor do dólar. Podemos verificar isso entre os anos de 2013 e 2014, onde o dólar subiu 9%, e o nafta caiu 7% conforme exposto no relatório da administração.

Ao analisarmos os ativos e passivos da companhia, verificamos através de seus relatórios financeiros, que a empresa possui uma exposição líquida em dólar, ou seja, tem passivos atrelados ao dólar maiores que os ativos, portanto, qualquer alteração na taxa de câmbio, afeta o resultado financeiro da companhia. A explicação da administração para esta estratégia, é que este tipo de exposição funciona como um *hedge* natural devido à geração de caixa da empresa estar fortemente atrelada ao dólar, e faz parte da política de gestão financeira da companhia. Em torno de 100% da receita, e 80% dos custos estão direta ou indiretamente atrelados ao dólar. Desde 2013, a companhia passou a designar parte de seus passivos em dólar como *hedge* de suas futuras exportações, com o objetivo de refletir melhor as variações cambiais em seu resultado. Houve também, com o mesmo objetivo, um *hedge accounting*, das dívidas referentes ao projeto Braskem Idesa no México, com as futuras vendas, desta forma, a variação cambial decorrente das dívidas relacionadas ao projeto, é contabilizada diretamente

no patrimônio líquido, sendo levadas a resultado apenas quando de fato ocorrerem as vendas, fazendo com que o impacto do dólar no passivo e nas vendas sejam registrados no mesmo período. Com isso, o impacto da apreciação do dólar sobre o resultado financeiro nas operações sem *hedge accounting* impactou o resultado financeiro negativamente em 85 milhões de reais. Verificamos ainda através da conta outros resultados abrangentes no patrimônio líquido, que o impacto do *hedge accounting* em 2014, foi de aproximadamente 2.9 bilhões de reais, transitando porém, direto no patrimônio líquido da empresa.

Na nota 16.2 das demonstrações financeiras da companhia, podemos verificar que a empresa possui diversos instrumentos de derivativos e não derivativos, em sua maioria destinados à *hedge accounting*. No ano de 2014, a companhia possuía um saldo de 617 milhões em derivativos destinados à hedge, sendo 594 milhões para *hedge accounting*. Esses instrumentos incluem diversos swaps de commodities (nafta, eteno, PGP, etc), swaps de câmbio, swaps de taxa de juros e contratos futuros de moeda. As operações não ligadas à *hedge accounting*, são atualizadas à valor justo sempre na conta de resultado financeiro, e as operações de *hedge accounting* são sempre atualizadas na conta do patrimônio líquido, para sofrerem baixa quando ocorrer o evento à qual o hedge foi destinado. O valor nominal dos contratos que protegem a empresa e diminuem a volatilidade do valor das suas exportações, de 2016 até 2024, são de 6,8 bilhões de dólares, sendo que apenas a diferença do valor justo é considerado no resultado. Esses valores representam de 20 a 30% do valor planejado para exportação, o que protege em parte o resultado da companhia de variações bruscas do câmbio. Outro importante fator que podemos verificar, é a proteção contratada pela empresa para sua operação no México, sendo 2,9 bilhões de dólares em vendas protegidas através de dívidas atreladas ao dólar, protegendo aproximadamente 13,5% do fluxo planejado de receitas durante o período de 2016 a 2029, essa dívida protege uma parte das vendas mexicanas, pois no México é permitido efetuar venda em dólar, que será a maior parte do fluxo de vendas da empresa no projeto. Para o fluxo de pagamentos dos compromissos da empresa em pesos mexicanos, a empresa contratou aproximadamente 600 milhões de contratos de futuro de moeda em valor nominal, tendo havido 30 milhões de ajuste no período de 2014. Esses contratos se destinam à proteger a empresa em caso de variação da moeda, por a receita do projeto Braskem Idesa ser em dólar, e os custos em pesos mexicanos.

Conforme verificamos, devido à empresa ter atuação em diversos países do mundo, ela possui um complexo sistema de hedge para suas diversas operações, o que diminui o risco cambial da empresa, apesar de não eliminá-lo totalmente, conforme constatou-se no artigo de

Adler e Dumas (1984). É importante levantar ainda para o trabalho a questão de que, como estamos analisando o retorno real da empresa em reais, mesmo com a empresa protegida em seus balanços das variações em dólar e outras moedas, evitando descasamento entre ativos e passivos, o valor da empresa em reais ainda pode ter grande variação dependendo do valor da moeda americana em relação ao real.

IV ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

No capítulo que segue, iremos apresentar os dados que foram coletados para este trabalho, assim como os métodos utilizados no seu tratamento para a análise econométrica que será feita no próximo capítulo.

Foi utilizada no estudo, a metodologia encontrada no trabalho de Takaki (2011), que investigou o impacto da variação cambial nas ações da CEMIG. Considerou-se como período de análise o dia 1º de janeiro de 1995 até o dia 31 de dezembro de 2014.

As variáveis calculadas para o estudo, foram o retorno real das ações da Braskem, o retorno real do índice Bovespa e o retorno real do dólar pela taxa de câmbio PTAX. Os dados coletados através da ferramenta Economatica, contém séries históricas com frequência diária dos valores de fechamento das ações da Braskem, do Ibovespa, do Índice de Governança Corporativa – Novo Mercado (IGC-NM) e do dólar PTAX, assim como a série histórica com frequência mensal do IPCA acumulado no período.

Para trabalharmos as amostras com o mesmo número de períodos para todas as variáveis, calculamos a média mensal de fechamento das ações da Braskem, do Ibovespa, do IGC-NM e da PTAX baseado na média ponderada pelo número de observações dos fechamentos diários de cada variável no mês. Como o índice IGC-NM possui dados apenas a partir de 2001, ao utilizar este índice na regressão, reduzimos o período analisado para todas as variáveis. Após a normalização dos períodos das variáveis utilizadas no estudo, contamos com 240 observações na amostra, referentes aos meses de 01/1995 até 12/2014.

Desta forma, no nosso estudo, ao calculamos o retorno real das ações da Braskem utilizamos o preço de fechamento médio de cada mês da série histórica, e assim obtemos a mesma periodicidade do IPCA. Deflacionamos então o resultado do período através da extração do logaritmo natural do quociente da cotação da ação em cada mês, dividido pelo IPCA no período correspondente, conforme equação a seguir:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{I_t}\right) - \ln\left(\frac{P_{t-1}}{I_{t-1}}\right),$$

onde r_t corresponde ao retorno real da ação da Braskem na data t , P_t corresponde ao preço das ações da Braskem na data t , e I_t corresponde ao IPCA na data t .

Para o cálculo do retorno real dos índices de mercado, Ibovespa (R_t) e IGC-NM, utilizamos a seguinte equação:

$$R_t = \ln\left(\frac{B_t}{I_t}\right) - \ln\left(\frac{B_{t-1}}{I_{t-1}}\right),$$

onde R_t corresponde ao retorno real do índice na data t , B_t corresponde ao índice na data t , e I_t corresponde ao IPCA na data t .

Para a variação mensal do dólar, utilizamos a fórmula abaixo, correspondente à simples variação da taxa de câmbio de um período ao outro.

$$S_t = \ln(C_t) - \ln(C_{t-1}),$$

onde S_t corresponde à variação relativa da PTAX na data t e C_t corresponde à cotação da PTAX na data t .

Abaixo, apresentamos as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo e alguns gráficos demonstrando a tendência das variáveis em estudo.

Tabela 1: Estatísticas descritivas do retorno real de BRKM5 (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
1995	-6,34	-5,72	9,72	18,34	-20,10
1996	-0,48	-2,36	8,63	17,99	-12,65
1997	-2,18	-1,74	14,29	22,14	-38,93
1998	-4,53	-5,73	14,92	21,45	-26,22
1999	11,97	10,80	13,78	36,93	-10,29
2000	1,68	2,13	9,17	12,79	-14,46
2001	-2,81	-2,24	9,81	11,69	-23,98
2002	-6,61	-6,96	11,88	22,58	-19,54
2003	13,42	13,26	18,55	34,61	-34,08
2004	5,97	10,71	17,67	26,82	-37,68
2005	-4,64	-5,71	9,18	12,60	-19,06
2006	-1,75	-2,74	8,69	10,31	-14,61
2007	-0,26	-0,31	5,39	8,09	-11,91
2008	-8,27	-5,61	10,01	8,69	-23,35
2009	6,86	6,70	13,50	28,07	-16,77
2010	2,39	4,41	7,28	9,81	-12,34
2011	-3,05	-1,73	8,14	6,87	-20,22
2012	-0,39	-1,47	7,89	12,22	-14,70
2013	3,11	3,97	4,09	9,76	-4,52
2014	-1,22	-3,19	6,77	10,57	-10,59
Amostra Total	0,14	-0,87	12,10	36,93	-38,93

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 2: Estatísticas descritivas do retorno real do IBOV (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
1995	-2,30	-2,12	11,31	14,65	-18,82
1996	3,16	2,86	4,84	10,85	-7,05
1997	2,49	5,71	10,80	12,33	-26,23
1998	-2,54	0,53	14,13	21,06	-27,49
1999	5,36	6,71	9,76	22,25	-10,63
2000	-0,69	0,18	7,64	11,11	-13,07
2001	-1,45	-2,42	9,66	14,77	-20,00
2002	-2,70	-3,56	5,94	5,88	-13,75
2003	4,83	5,23	6,47	13,11	-11,96
2004	0,96	1,94	6,54	9,37	-14,95
2005	1,71	3,01	5,61	9,69	-8,99
2006	1,98	3,27	4,96	8,24	-10,50
2007	2,82	3,89	5,24	10,33	-7,92
2008	-4,85	-6,44	10,07	9,52	-28,70
2009	4,61	3,45	4,61	13,08	-1,93
2010	-0,42	0,77	4,31	4,12	-11,22
2011	-2,00	-1,11	4,29	3,82	-11,92
2012	-0,16	0,49	5,28	7,14	-9,46
2013	-1,81	-2,71	5,22	6,54	-11,41
2014	-0,65	-0,63	4,78	8,32	-7,68
Amostra Total	0,42	1,31	7,81	22,25	-28,70

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 3: Estatísticas descritivas do retorno real do IGC-NM (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
2001	-0,26	1,88	10,06	12,20	-15,65
2002	-1,31	-0,06	4,81	4,53	-7,75
2003	4,16	4,38	4,67	12,96	-6,01
2004	2,28	4,16	5,79	8,94	-10,22
2005	2,85	3,23	5,75	9,73	-10,37
2006	2,43	2,93	5,03	9,58	-10,86
2007	2,31	3,47	5,09	9,22	-7,67
2008	-5,63	-5,57	10,23	9,90	-29,67
2009	4,52	3,16	5,02	14,44	-2,67
2010	0,58	1,74	4,06	6,13	-8,62
2011	-1,59	-0,40	4,15	3,57	-11,45
2012	0,78	0,69	3,75	6,80	-6,10
2013	-0,53	-0,97	3,45	4,36	-7,82
2014	-0,26	0,70	3,92	6,46	-6,06
Amostra Total	0,78	1,77	5,89	14,44	-29,67

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 4: Estatísticas descritivas da variação nominal da PTAX (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
1995	1,08	0,93	1,75	5,63	-1,13
1996	0,57	0,57	0,08	0,69	0,42
1997	0,59	0,59	0,08	0,70	0,40
1998	0,66	0,62	0,14	0,96	0,45
1999	3,54	1,44	10,16	24,23	-11,30
2000	0,53	0,71	1,98	3,57	-2,14
2001	1,54	2,95	4,51	6,22	-7,47
2002	3,58	3,77	5,58	13,00	-6,22
2003	-1,80	-2,30	4,20	4,34	-10,00
2004	-0,61	-1,23	2,88	6,48	-3,79
2005	-1,44	-1,67	2,77	4,03	-5,02
2006	-0,51	-0,49	2,14	3,17	-5,05
2007	-1,55	-2,25	2,44	4,32	-5,33
2008	2,44	-0,88	6,58	18,85	-2,66
2009	-2,61	-2,54	2,63	1,39	-6,80
2010	-0,28	-0,87	2,23	3,41	-3,08
2011	0,68	0,30	3,32	9,14	-4,48
2012	1,03	0,29	3,04	6,83	-4,06
2013	1,01	1,29	3,40	6,57	-3,67
2014	0,98	1,10	2,66	4,83	-4,09
Amostra Total	0,47	0,50	4,04	24,23	-11,30

Fonte: Elaboração do autor

Gráfico 1: Preço de fechamento médio mensal da ação da Braskem de 1995 a 2014.

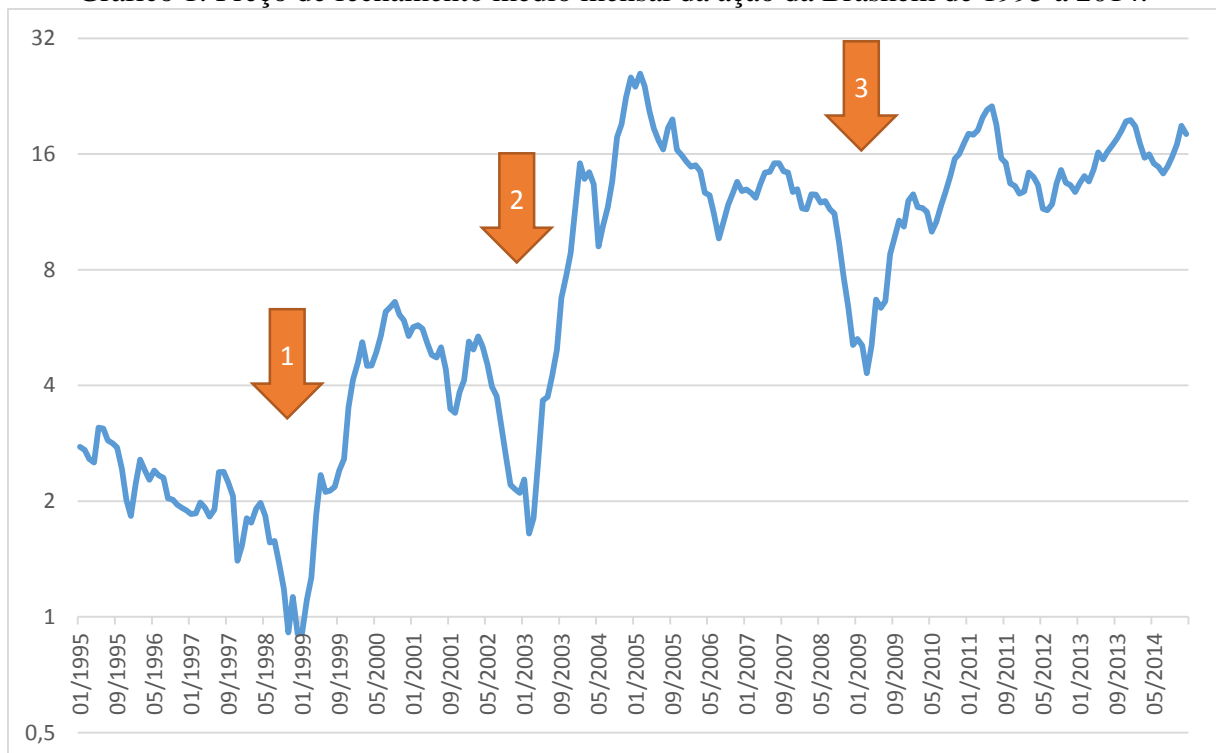


Gráfico 2: Valor de fechamento médio mensal do Ibovespa de 1995 a 2014.



Gráfico 3: Valor de fechamento médio mensal da PTAX de 1995 a 2014.



Podemos identificar através da análise das tendências, três momentos de choque na variação de todas as variáveis, sendo elas identificadas através das setas nos gráficos.

Analisando o período histórico econômico brasileiro, podemos identificar estes choques através de três fatos históricos importantes, e que afetaram fortemente os mercados. O primeiro momento, é a desvalorização cambial de 1999, com a mudança do regime de câmbio fixo, para câmbio flutuante. O segundo momento, é a eleição presidencial de 2002, em que os mercados ficaram temerosos devido às incertezas da agenda econômica que seria implantada após o pleito. O terceiro momento, foi a grande crise financeira de 2008, que gerou instabilidade em todos os mercados pelo mundo, e que levou a novas mudanças no cenário econômico mundial.

Nos próximos capítulos desta monografia, mostraremos como os eventos relacionados nos períodos que destacamos impactaram a relação analisada entre as variáveis independentes e a variável dependente. Para isso, utilizaremos variáveis dummy. O objetivo de tal procedimento é isolar o efeito de cada período, sob a hipótese de que estes períodos de turbulência nos mercados podem alterar significativamente a relação de longo entre as variáveis do estudo.

V ANÁLISE ECONOMETRICA

Neste capítulo, utilizamos técnicas econométricas com o objetivo de investigar a hipótese de que a variação cambial causa um impacto relevante sobre o retorno real das ações da Braskem. Iremos analisar os dados gerados no capítulo anterior, determinando assim a relação, no período amostral investigado, entre as variáveis independentes e a variável dependente elencadas anteriormente.

Para isto, iremos estimar um modelo, e realizar regressões lineares múltiplas, utilizando as técnicas mais comuns presentes na literatura econométrica, aplicando-as de acordo com a necessidade apresentada no estudo, de forma que consigamos obter um resultado satisfatório, e chegar à conclusão do impacto ou não da variação cambial no preço das ações da Braskem, e se há um impacto, estimar a sua magnitude. Para ajudar ainda mais nesta análise, conforme dito no capítulo anterior, iremos isolar através de variáveis *dummy* os momentos de choques econômicos que encontramos através da análise de nossos gráficos de tendência, além de analisar com a ajuda deste recurso, se a relação de impacto da variação cambial é positiva ou negativa.

O modelo inicial que utilizaremos, é dado pela equação abaixo:

$$(V1) \quad r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + \varepsilon_t,$$

onde r_t é o retorno real das ações da Braskem, R_t é a variação real do Ibovespa, S_t é a variação nominal da taxa de câmbio ε_t , e é o termo de erro aleatório.

Apresentamos o resultado dessa regressão abaixo:

Tabela 5: Resultado da Estimação (V.1)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	0,000066	0,0080	0,9934
R_t	0,854952	0,1092	<0,0001
S_t	-0,465697	0,2116	0,0287
Observações	240	Durbin-Watson	1,4359
R-quadrado	0,3924	F-statistic	44,0808
R-quadrado ajustado	0,3872	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Pelo teste de Durbin-Watson, podemos notar que há autocorrelação serial positiva dos resíduos. Os valores críticos de Durbin-Watson com $n = 200$ e $k = 2$ são $dL = 1,653$ e $dU = 1,693$, portanto, podemos rejeitar a hipótese de que os resíduos não têm autocorrelação.

Como observamos a presença de autocorrelação serial positiva nos resíduos, reestimamos a equação utilizando a correção da matriz robusta de Newey-West, corrigindo assim os desvios padrões das variáveis da regressão. Replicamos o método em todas as demais regressões deste estudo.

Ao observar os resultados, verificamos o indicador R^2 , e podemos ver que o modelo explica 39% das mudanças na variável dependente. Podemos observar também, que o P-valor de F é 0,0000, o que nos permite concluir que as variáveis independentes em conjunto, são estatisticamente significativas. Analisando as variáveis independentes R_t e S_t , temos que ambas são estatisticamente significativas ao valor de 0,855 e -0,465 respectivamente, dado que o p-valor de ambas é menor que 0,05.

Ao observar o resultado, já podemos concluir que para o caso da Braskem, a taxa de câmbio tem grande impacto no preço de suas ações. Iremos porém, ir além, e tentar observar o impacto não apenas da taxa de câmbio, mas também de sua volatilidade, como forma de verificar o efeito que ela causa no retorno real das ações, conforme modelo abaixo:

$$(V.2) \quad r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + \mu_0 S_t^2 + \varepsilon_t,$$

onde S_t^2 é o quadrado da taxa de câmbio, que mensura a volatilidade da taxa de variação do câmbio.

Abaixo, apresentamos o resultado desta regressão:

Tabela 6: Resultado da Estimação (V.2)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	-0,00499271	0,0079	0,5281
R_t	0,779894	0,0966	<0,0001
S_t	-0,904381	0,2788	0,0013
S_t^2	4,5125	1,4035	0,0015
Observações	240	Durbin-Watson	1,4186
R-quadrado	0,4186	F-statistic	36,8762
R-quadrado ajustado	0,4112	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Podemos observar que a inclusão da volatilidade da taxa de câmbio, aumentou o R^2 ajustado de 39% para 41%, indicando que a inclusão da variável foi importante para o modelo sem o tornar demasiadamente complexo. Vemos através da estatística F, que as variáveis independentes em conjunto, ainda são estatisticamente significativas para explicar as variações na variável dependente. Ao analisar as variáveis independentes individualmente, temos que R_t continua tendo um alto nível de significância estatística, dado seu diminuto p-valor. S_t aumentou bastante seu nível de significância estatística, passando de um nível de significância de 5% no modelo anterior, para o nível de 1%, como observado pelo seu p-valor 0,0013. A nova variável S_t^2 também mostrou ser significativa ao nível de 1%, com p-valor 0,0015.

Iremos a partir de agora, analisar os choques econômicos encontrados no capítulo anterior, e enumerados, cada um deles será representado por uma variável *dummy*, de forma a verificar o impacto individual de cada período destacado sobre o preço das ações. Após a análise de cada período individualmente, iremos agrupar todas as variáveis para verificar como elas se comportam no mesmo modelo.

A primeira *dummy* adicionada ao modelo, denominada D_1 , refere-se à mudança do regime cambial no ano de 1999, quando o país passou a adotar uma política de câmbio flutuante, em oposição ao câmbio controlado adotado anteriormente. Devido à isso, o câmbio teve inicialmente uma grande flutuação, com o Real se desvalorizando fortemente, e aumentando a volatilidade da taxa de câmbio a partir deste período.

Para este teste, iremos utilizar o valor de 1 (um) para todas as observações a partir de janeiro de 1999, e o valor de 0 (zero) para as observações anteriores a janeiro de 1999.

A equação a seguir ilustra o novo modelo adotado.

$$(V.3) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{1t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{1t} é a variável dummy binária que representa o período analisado.

Abaixo, apresentamos o resultado desta regressão:

Tabela 7: Resultado da Estimação (V.3)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	-0,00751232	0,0095	0,4289
D_{1t}	0,009594	0,0132	0,4696
R_t	0,761192	0,1278	<0,0001
$R_t D_{1t}$	0,085450	0,1923	0,6572
S_t	-5,98834	0,9422	<0,0001
$S_t D_{1t}$	5,215890	0,9831	<0,0001
S_t^2	122,082000	18,5899	<0,0001
$S_t^2 D_{1t}$	-118,465	18,5945	<0,0001
Observações	240	Durbin-Watson	1,4531
R-quadrado	0,4396	F-statistic	20,5625
R-quadrado ajustado	0,4227	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Analisando o resultado encontrado, verificamos que houve novo aumento do R^2 ajustado, de 41% para 42%. A estatística F mostra que as variáveis independentes em conjunto, continuam estatisticamente significativas para explicar as variações na variável dependente. A análise das variáveis individuais, mostra que todas as variáveis são estatisticamente significativas ao nível de 1%, com exceção de $R_t D_{1t}$. O que sugere que a variável dummy inserida é significativa apenas para a taxa de câmbio, ou seja, que há diferença significativa entre o impacto da taxa de câmbio e da sua volatilidade antes de 1999, e após 1999, mas o mesmo não acontece com o Ibovespa.

Para demonstrar a significância do teste realizado, iremos interpretar o impacto da variável dummy D_{1t} para os períodos analisados. Desta forma, para valores onde D_{1t} é igual a 0 (zero), ou anteriores à janeiro de 1999, o impacto da variável independente na variável dependente é dado pela variável cambial S_t . Para valores onde D_{1t} é igual a 1 (um), ou a partir de janeiro de 1999, temos o impacto na variável dependente, dado pela soma dos coeficientes das variáveis S_t e D_{1t} .

Ao realizar esta análise, temos que, para valores anteriores à 1999, ou seja, no período de câmbio fixo, a cada variação de 1% na taxa de câmbio, há um impacto negativo de -5,98% no retorno real das ações da Braskem, Já para o período a partir de 1999, somamos os coeficientes -5,98 e 5,21, obtendo um valor de -0,77, e assim, temos que no período do regime de câmbio flutuante, uma mesma variação de 1% na taxa de câmbio, levaria a um impacto de -0,77% no retorno real das ações da Braskem, ou seja, uma redução bastante grande do impacto da variação cambial após a troca do regime de câmbio.

A segunda *dummy* adicionada ao modelo, denominada D_2 , refere-se ao ano de 2002, quando o país passou por uma grave crise devido às incertezas eleitorais, o que gerou grande temor nos investidores e uma fuga de capitais do país, elevando o risco país, e praticamente inviabilizando a rolagem da dívida pública no mercado. Estes fatores ocasionaram um forte impacto na taxa de câmbio, sendo o Real fortemente depreciado durante este ano, conforme vimos no capítulo anterior, e também elevando fortemente as expectativas de inflação, e as taxas de juros.

Para este teste, iremos utilizar o valor de 1 (um) para todas as observações do ano de 2002, e o valor de 0 (zero) para as observações que não estão no ano de 2002.

A equação a seguir ilustra o novo modelo adotado.

$$(V.4) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0 R_t + \beta_2 R_t D_{2t} + \gamma_0 S_t + \gamma_2 S_t D_{2t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_2 S_t^2 D_{2t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{2t} , é a variável dummy binária que representa o período analisado.

Abaixo, apresentamos o resultado desta regressão:

Tabela 8: Resultado da Estimação (V.4)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	-0,0040962	0,0080	0,6096
D_{2t}	-0,00429708	0,0448	0,9237
R_t	0,785145	0,0975	<0,0001
$R_t D_{2t}$	-0,69444	0,4587	0,1314
S_t	-0,893301	0,2988	0,0031
$S_t D_{2t}$	0,199505	0,6228	0,7490
S_t^2	4,792970	1,3618	0,0005
$S_t^2 D_{2t}$	-12,16	6,0826	0,0468
Observações	240	Durbin-Watson	1,4554
R-quadrado	0,4296	F-statistic	36,2782
R-quadrado ajustado	0,4124	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Analisando o resultado encontrado, verificamos que temos um R^2 ajustado de 41%, sendo menor do que o encontrado na regressão utilizando a dummy anterior. A estatística F mostra que as variáveis independentes em conjunto, continuam estatisticamente significativas para explicar as variações na variável dependente. A análise das variáveis individuais, mostra que neste modelo, temos um menor número de variáveis estatisticamente significativas, sendo a única variável nova com alguma significância estatística, $S_t^2 D_{2t}$ que tem um p-valor de 0,047.

O resultado encontrado nos leva a crer que a crise cambial provocada pela eleição de 2002, não foi estatisticamente significativa para o retorno das ações da Braskem. Uma hipótese para este resultado, é o fato de a empresa como se conhece hoje, ter sido criada exatamente no

ano de 2002 a partir de uma junção de diversas empresas, o que pode ter gerado durante este ano, outros fatores mais relevantes que não estão explicados no modelo para o retorno real das ações.

Como as variáveis S_t e $S_t D_{2t}$ e S_t^2 e $S_t^2 D_{2t}$ apresentaram valores com sinais opostos, realizamos um teste de Wald da soma dos coeficientes, onde temos como hipótese nula, que os coeficientes se anulam ($\gamma_0 + \gamma_2 = 0$ e $\mu_0 + \mu_2 = 0$). Ao verificar o resultado dos testes para a hipótese nula de que os coeficientes se anulam, observamos os p-valores de 0,2193 e 0,2280 respectivamente. Não podemos portanto, rejeitar a hipótese nula, à um nível de significância de 5%, Devido a estes resultados, não realizaremos uma análise mais aprofundada deste modelo por não ser estatisticamente significativa.

A terceira *dummy* adicionada ao modelo, denominada D_3 , refere-se à como a exposição cambial afeta o retorno das ações da empresa. Faremos portanto, um teste, que determinará se a exposição cambial ocorre de forma simétrica, ou assimétrica, ou seja, se uma depreciação do real (ou apreciação do dólar), causa um impacto positivo ou negativo no retorno real da ação da Braskem.

Para isso, iremos calibrar a variável *dummy*, para que assuma o valor 1 (um), quando a variação cambial no mês for positiva, e 0 (zero), quando a variação cambial no mês for negativa.

A equação a seguir ilustra o novo modelo adotado.

$$(V.5) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_3 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_3 R_t D_{3t} + \gamma_0 S_t + \gamma_3 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_3 S_t^2 D_{3t} + \varepsilon_t ,$$

onde D_{3t} é a variável *dummy* binária definida conforme o critério acima.

Abaixo, apresentamos o resultado desta regressão:

Tabela 9: Resultado da Estimação (V.5)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	0,020255	0,0166	0,2247
R_t	0,940485	0,1699	<0,0001
S_t	1,520880	1,0356	0,1433
S_t^2	32,768900	9,1532	0,0004
D_{3t}	-0,0283347	0,0202	0,1625
$R_t D_{3t}$	-0,196628	0,1898	0,3014
$S_t D_{3t}$	-2,22628	1,2756	0,0823
$S_t^2 D_{3t}$	-29,4381	9,4586	0,0021
Observações	240	Durbin-Watson	1,4838
R-quadrado	0,4334	F-statistic	22,9331
R-quadrado ajustado	0,4163	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Analisando o resultado encontrado, verificamos que temos um R^2 ajustado de 42%. A estatística F mostra que as variáveis independentes em conjunto, continuam estatisticamente significativas para explicar as variações na variável dependente. A análise das variáveis individuais, mostra que neste modelo, as únicas variáveis estatisticamente significativas ao nível de 5%, são o índice Bovespa, a volatilidade cambial, e a volatilidade cambial multiplicada pela *dummy*. Podemos ainda mencionar, a variação cambial multiplicada pela *dummy*, que se mostrou estatisticamente significativa ao nível de 10%.

Como as variáveis S_t e $S_t D_{3t}$ e apresentaram valores com sinais opostos, realizamos novo teste de Wald da soma dos coeficientes, onde temos como hipótese nula, que os coeficientes se anulam ($\gamma_0 + \gamma_3 = 0$), apesar dos sinais das variáveis S_t^2 e $S_t^2 D_{3t}$ também serem opostos, o teste não é necessário por ambas serem estatisticamente significativas. O p-valor encontrado para o teste é de 0,2820, o que indica que não podemos rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes se anulam.

A interpretação que podemos fazer com o resultado da regressão em relação à variação do câmbio, é de que em períodos de apreciação do real, o impacto da apreciação é dado pela variável S_t . Já em períodos de depreciação cambial, o impacto é dado pela soma dos coeficientes S_t e $S_t D_{3t}$. Verificamos assim que o coeficiente de exposição cambial demonstra que para períodos de apreciação cambial, temos um coeficiente de exposição cambial de 1,521% positivos. Já em períodos de depreciação cambial, temos um impacto de 0,705% negativos.

Na última variável *dummy* analisada, iremos verificar o período da crise de 2008, compreendido entre os meses de setembro de 2008, e maio de 2009. Desta forma, atribuímos valores iguais a 1 (um) para o período analisado, e 0 (zero) para os demais períodos.

A equação a seguir ilustra o novo modelo adotado.

$$(V.6) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_4 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_4 R_t D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_4 S_t^2 D_{4t} + \varepsilon_t ,$$

onde D_{4t} é a variável dummy binária do período analisado.

Abaixo, apresentamos o resultado desta regressão:

Tabela 10: Resultado da Estimação (V.6)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	-0,00261022	0,0079	0,7402
R_t	0,795654	0,1025	<0,0001
S_t	-0,780613	0,2960	0,0089
S_t^2	3,874690	1,5427	0,0127
D_{4t}	-0,0863235	0,0189	<0,0001
$R_t D_{4t}$	-0,277706	0,3384	0,4127
$S_t D_{4t}$	-2,07486	0,4852	<0,0001
$S_t^2 D_{4t}$	12,8104	2,8250	<0,0001
Observações	240	Durbin-Watson	1,4146
R-quadrado	0,4435	F-statistic	84,3004
R-quadrado ajustado	0,4267	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Analisando o resultado encontrado, verificamos que houve aumento do R^2 ajustado para 43%, valor próximo ao encontrado na análise da primeira *dummy*. A estatística F mostra que as variáveis independentes em conjunto, continuam estatisticamente significativas para explicar as variações na variável dependente. A análise das variáveis individuais, mostra que todas as variáveis são estatisticamente significativas a 5%, com exceção de $R_t D_{4t}$. O que pode demonstrar que a variável *dummy* inserida é significativa apenas para a taxa de câmbio, ou seja, que há diferença significativa entre o impacto do câmbio durante a crise, e em outros períodos, mas o mesmo não acontece com o Ibovespa.

Para demonstrar a significância do teste realizado, iremos interpretar o impacto da variável *dummy* D_{4t} para os períodos analisados. Desta forma, para valores onde D_{4t} é igual a 0 (zero), ou anteriores à setembro de 2008 e posteriores à maio de 2009, o impacto da variável independente na variável dependente é dado pela variável cambial S_t . Para valores onde D_{4t} é igual a 1 (um), ou no período de setembro de 2008 à maio de 2009, temos o impacto na variável dependente, dado pela soma dos coeficientes das variáveis S_t e $S_t D_{4t}$.

Ao realizar esta análise, temos que, para o período não compreendido pela crise financeira de 2008, a cada variação de 1% na taxa de câmbio, há um impacto de -0,78% no retorno real das ações da Braskem, Já para o período compreendido pela crise, somamos os coeficientes -0,78 e -2,07, obtendo um valor de -2,85, e assim, temos que no período compreendido pela crise, uma mesma variação de 1% na taxa de câmbio, levaria a um impacto de -2,85% no retorno real das ações da Braskem, ou seja, um aumento bastante grande do impacto da variação cambial no retorno real das ações da Braskem.

Na análise feita até aqui, utilizamos diferentes modelos com o auxílio de variáveis *dummy*, a fim de demonstrar o impacto da variação cambial no retorno das ações da Braskem. Podemos concluir por enquanto que há um impacto significativo desta variável no retorno das ações da empresa. Buscamos ainda analisar períodos de importantes acontecimentos que determinaram mudanças bruscas no câmbio, como forma de isolar os efeitos cambiais neste período, de efeitos cambiais em períodos de maior normalidade. Agora, vamos portanto, agrupar todas as variáveis utilizadas até aqui, em um único modelo.

A equação abaixo demonstra o novo modelo adotado:

$$(V.7) \quad r_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i D_{it} + \beta_0 R_t + \sum_i \beta_i R_t D_{it} + \gamma_0 S_t + \sum_i \gamma_i S_t D_{it} + \mu_0 S_t^2 + \sum_i \mu_i S_t^2 D_{it} + \varepsilon_t .$$

Abaixo, apresentamos o resultado desta regressão:

Tabela 11: Resultado da Estimação (V.7)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	-0,0102832	0,0185	0,5779
R_t	0,779529	0,1740	<0,0001
S_t	-5,21693	1,7628	0,0034
S_t^2	169,389000	25,6696	<0,0001
D_{1t}	0,024993	0,0147	0,0894
$R_t D_{1t}$	0,194964	0,2028	0,3375
$S_t D_{1t}$	6,479270	1,2926	<0,0001
$S_t^2 D_{1t}$	-139,233	24,4716	<0,0001
D_{2t}	-0,0210483	0,0459	0,6468
$R_t D_{2t}$	-0,933708	0,4662	0,0464
$S_t D_{2t}$	-0,349251	0,5850	0,5511
$S_t^2 D_{2t}$	-8,21682	5,7024	0,1510
D_{3t}	0,010752	0,0214	0,6161
$R_t D_{3t}$	-0,0254509	0,1809	0,8882
$S_t D_{3t}$	-1,99823	1,2928	0,1236
$S_t^2 D_{3t}$	-27,4188	10,0318	0,0068
D_{4t}	-0,105281	0,0218	<0,0001
$R_t D_{4t}$	-0,375096	0,4447	0,3998
$S_t D_{4t}$	-2,32894	0,5774	<0,0001
$S_t^2 D_{4t}$	15,2569	2,8040	<0,0001
Observações	240	Durbin-Watson	1,5720
R-quadrado	0,5024	F-statistic	56,7928
R-quadrado ajustado	0,4594	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Analisando o resultado encontrado, verificamos que houve aumento bastante grande do R^2 , para 50%, maior valor encontrado até aqui, porém, o R^2 ajustado ficou em 46%, o que indica que algumas variáveis contribuíram para aumentar a complexidade do modelo sem aumentar muito seu poder explicativo. A estatística F mostra que as variáveis independentes em conjunto, continuam estatisticamente significativas para explicar as variações na variável dependente. A análise das variáveis individuais, mostra que um bom número de variáveis são estatisticamente significativas ao nível de 1%, são elas: R_t , S_t , S_t^2 , $S_t D_{1t}$, $S_t^2 D_{1t}$, $S_t D_{2t}$, $S_t^2 D_{3t}$, $S_t D_{4t}$, $S_t^2 D_{4t}$, além disso $R_t D_{2t}$, demonstrou ser estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%, e as variáveis restantes não são estatisticamente significativas.

Na próxima etapa, faremos um teste de omissão de variáveis, verificando se o modelo melhora ao excluir as variáveis menos significativas, e utilizando o teste de Wald, em que a hipótese nula é que os parâmetros omitidos da regressão valem zero. Para isto, iremos utilizar como corte, inicialmente, um p-valor maior do que 0,30, resultando na seguinte equação:

Dado que estimamos a equação V.7 e diversas variáveis não eram estatisticamente significativas, excluimos as variáveis com p-valor maior que 0,30 uma a uma, do maior p-valor para o menor, e a equação foi sendo reestimada, e repetindo o processo, chegamos à equação resultante do processo, determinada V.8, sem as variáveis $R_t D_{3t}$, D_{2t} , D_{3t} , $S_t D_{2t}$, $R_t D_{4t}$ e $R_t D_{1t}$. E o resultado da estimativa, encontrado na Tabela 12, com o maior p-valor observado na variável D_{1t} , de 0,10.

$$(V.8) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_4 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_2 R_t D_{2t} + \beta_4 R_t D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{1t} + \gamma_2 S_t D_{2t} + \gamma_3 S_t D_{3t} + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \mu_3 S_t^2 D_{3t} + \mu_4 S_t^2 D_{4t} + \varepsilon_t.$$

Abaixo, temos os resultados do teste:

Tabela 12: Resultado da Estimação (V.8)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	-0,00245188	0,0110	0,8245
R_t	0,848728	0,1049	<0,0001
S_t	-4,61227	1,4146	0,0013
S_t^2	170,707000	25,5073	<0,0001
D_{1t}	0,024460	0,0148	0,1002
$S_t D_{1t}$	6,075300	1,3137	<0,0001
$S_t^2 D_{1t}$	-137,958	22,6410	<0,0001
$R_t D_{2t}$	-0,689537	0,3958	0,0828
$S_t^2 D_{2t}$	-12,0411	2,7834	<0,0001
$S_t D_{3t}$	-2,30673	1,1333	0,0430
$S_t^2 D_{3t}$	-29,2738	7,6479	0,0002
D_{4t}	-0,110758	0,0172	<0,0001
$S_t D_{4t}$	-1,93267	0,3492	<0,0001
$S_t^2 D_{4t}$	15,3391	2,2101	<0,0001
Observações	240	Durbin-Watson	1,5582
R-quadrado	0,4980	F-statistic	96,3414
R-quadrado ajustado	0,4691	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Analisando o resultado encontrado, verificamos que nosso R^2 continua em 50%, porém, o R^2 ajustado aumentou para 47%, o que indica que foram retiradas variáveis que não contribuíam para uma melhor explicação do modelo. A estatística F, que aumentou bastante, mostra que as variáveis independentes em conjunto, continuam estatisticamente significativas para explicar as variações na variável dependente. A análise das variáveis individuais, mostra que grande parte das variáveis são estatisticamente significativas em um nível inferior a 1%. Apenas três variáveis, D_{1t} , $R_t D_{2t}$ e $S_t D_{3t}$, não são significativas ao nível de 1%, com duas das

três significativas ao nível de 10%, sendo apenas D_{1t} ligeiramente acima deste nível (p-valor de 0,0002 acima do nível de 10%).

Dado o novo modelo, faremos então novos testes de Wald da soma dos coeficientes que apresentaram sinais opostos e não são estatisticamente significativos. Apenas os coeficientes R_t e $R_t D_{2t}$ se enquadram neste caso. O teste de Wald para estas variáveis teve um p-valor de 0,67, ou seja, não podemos rejeitar a hipótese nula. Portanto, não podemos afirmar que o Ibovespa teve impacto relevante na Braskem em 2002, como já verificamos no modelo com a segunda dummy.

Neste estágio do texto, é conveniente que se faça uma recapitulação do trabalho realizado até agora. Fizemos uma análise detalhada do impacto de cada variável no retorno das ações da Braskem, adicionando variável à variável ao modelo, e analisando a melhora ou não da inclusão de cada variável. Incluímos também variáveis dummy referentes a cada um dos períodos de choque encontrados no capítulo anterior, e também para demonstrar o impacto da exposição cambial no retorno das ações. Após a análise individual de cada variável dummy, juntamos todas as variáveis no modelo, e retiramos as variáveis menos significativas estatisticamente para que fiquemos com um modelo o mais parcimonioso possível. Com isso, chegamos à equação V.8, que passaremos a utilizar como referência para as próximas análises. Agora o que queremos fazer, são alguns exercícios de robustez, ou seja, modificar em algumas dimensões a equação estimada, e verificar se os resultados obtidos na equação V.8 permanecem. Conforme explicaremos com mais detalhes abaixo, serão efetuados dois testes de robustez.

O nosso primeiro exercício de robustez consistirá em introduzir o retorno da ação da Braskem defasado por um período (r_{t-1}) como variável explicativa na regressão, conforme equação abaixo:

$$(V.9) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_4 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_2 R_t D_{2t} + \beta_4 R_t D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{1t} + \gamma_2 S_t D_{2t} + \gamma_3 S_t D_{3t} + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \mu_3 S_t^2 D_{3t} + \mu_4 S_t^2 D_{4t} + \delta r_{t-1} + \varepsilon_t .$$

Abaixo apresentamos o resultado da regressão:

Tabela 13: Resultado da Estimação (V.9)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	0,012166	0,0121	0,3172
R_t	0,824140	0,1016	<0,0001
S_t	-6,22429	1,6687	0,0002
S_t^2	189,602000	27,6292	<0,0001
D_{1t}	0,003733	0,0157	0,8126
$S_t D_{1t}$	7,622810	1,5730	<0,0001
$S_t^2 D_{1t}$	-158,52	25,7024	<0,0001
$R_t D_{2t}$	-0,509691	0,3916	0,1944
$S_t^2 D_{2t}$	-8,42105	2,5856	0,0013
$S_t D_{3t}$	-2,07907	1,0293	0,0446
$S_t^2 D_{3t}$	-27,7403	6,7292	<0,0001
D_{4t}	-0,085912	0,0166	<0,0001
$S_t D_{4t}$	-1,8668	0,3417	<0,0001
$S_t^2 D_{4t}$	14,402400	2,1179	<0,0001
r_{t-1}	0,2177	0,0468	<0,0001
Observações	240	F-statistic	78,6309
R-quadrado	0,5358	P-valor(F)	0,0000
R-quadrado ajustado	0,5068		

* Com a correção de Newey-West

Utilizamos na regressão acima o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e a correção de Newey-West. Verificamos pelo resultado, que tivemos uma melhora de 3,7% no R^2 ajustado, o que indica que a maior complexidade do modelo é compensada pelo aumento do R^2 , fazendo com que as variáveis independentes expliquem aproximadamente 53,6% da variação da variável dependente.

Podemos verificar também que a variável defasada é estatisticamente significativa ao nível de 1%, com p-valor próximo de zero, o que indica que o retorno real das ações da Braskem no mês anterior é relevante para explicar a variação do retorno real da ação no mês corrente. Com a inclusão da variável defasada, tivemos ainda uma redução da significância das variáveis D_{1t} e $R_t D_{2t}$, tornando-as não significativas estatisticamente. Podemos verificar também que nenhuma das variáveis mudaram de sinal, o que indica que as variáveis continuam tendo o mesmo tipo de impacto do modelo de referência.

As variáveis R_t e $R_t D_{2t}$, apresentam sinais invertidos, e não são significativas estatisticamente, portanto, devemos executar o teste de Wald para verificar se elas estão se anulando. No teste encontramos um p-valor igual a 0,4103, não sendo possível rejeitar a hipótese nula os coeficientes somam zero. Portanto, não podemos afirmar que durante a crise eleitoral de 2002 o Ibovespa teve impacto significativo no retorno real das ações da Braskem, como verificado nas outras regressões.

Comparamos agora os coeficientes das regressões das equações V.8 e V.9, conforme exposta na tabela abaixo. Podemos verificar que houve uma alteração relevante nos coeficientes, (principalmente nos coeficientes referentes à taxa de câmbio) ao incluir a variável defasada no modelo.

Tabela 14: Comparativo dos coeficientes das regressões V.8 e V.9

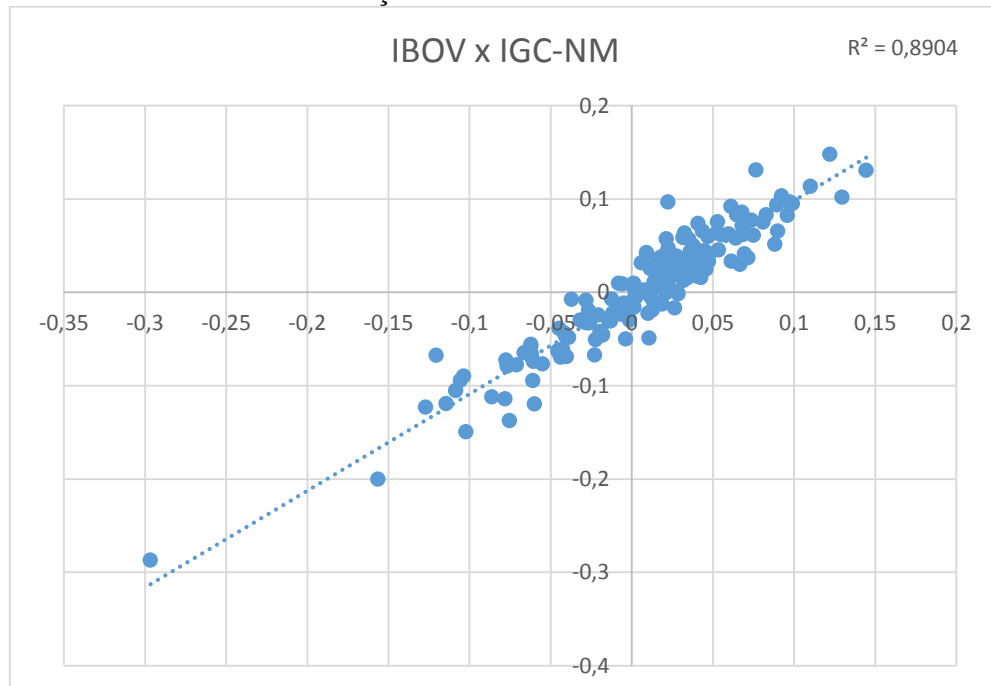
Variável	Regressão V.8		Regressão V.9	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
const	-0,00245188	0,8245	0,012166	0,3172
R_t	0,848728	<0,0001	0,82414	<0,0001
S_t	-4,61227	0,0013	-6,22429	0,0002
S_t^2	170,707	<0,0001	189,602	<0,0001
D_{1t}	0,02446	0,1002	0,003733	0,8126
$S_t D_{1t}$	6,0753	<0,0001	7,62281	<0,0001
$S_t D_{2t}$	-137,958	<0,0001	-158,52	<0,0001
$R_t D_{2t}$	-0,689537	0,0828	-0,509691	0,1944
$S_t^2 D_{2t}$	-12,0411	<0,0001	-8,42105	0,0013
$S_t D_{3t}$	-2,30673	0,043	-2,07907	0,0446
$S_t^2 D_{3t}$	-29,2738	0,0002	-27,7403	<0,0001
D_{4t}	-0,110758	<0,0001	-0,085912	<0,0001
$S_t D_{4t}$	-1,93267	<0,0001	-1,8668	<0,0001
$S_t^2 D_{4t}$	15,3391	<0,0001	14,4024	<0,0001

A variável defasada portanto, demonstrou ser significativa no modelo, conforme já demonstrado anteriormente por seu p-valor, e por sua contribuição em aumentar o R^2 ajustado do modelo.

O nosso segundo teste robustez, se relaciona ao potencial problema de endogeneidade na nossa análise. É possível que tenhamos um problema de endogeneidade, pois as ações da Braskem fazem parte do cálculo do índice (apesar de representarem apenas 0,8% do índice Bovespa), e desta forma, iremos estimar uma nova regressão. Para isso, utilizamos o índice IGC-NM, que é o índice das ações com o mais alto grau de governança corporativa das empresas que integram a bolsa de valores de São Paulo. A Braskem não integra o índice, portanto não temos problema de endogeneidade.

A escolha do índice IGC-NM, se deu porque a Braskem integra todos os índices de mercado disponíveis no Brasil que não são setoriais ou de nível de governança corporativa. Apesar do índice não incluir algumas ações importantes do Ibovespa, podemos verificar no gráfico de correlação de ambos os índices, que há uma correlação alta, de 89% entre eles. Outra limitação nessa escolha, é o período analisado. Como o índice começou a ser computado em agosto de 2001, utilizamos o período de agosto de 2001 até dezembro de 2014 na regressão abaixo.

Gráfico 4: Correlação entre os índices IBOV e IGC-NM.



Abaixo temos a equação definida para o novo modelo, utilizando as mesmas variáveis do modelo V.8, com as variáveis mais significativas.

$$(V.10) \ r_t = \alpha_0 + \alpha_4 D_{4t} + \beta_0 R_{nt} + \beta_2 R_{nt} D_{2t} + \gamma_0 S_t + \gamma_3 S_t D_{3t} + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_2 S_t^2 D_{2t} + \mu_3 S_t^2 D_{3t} + \mu_4 S_t^2 D_{4t} + \varepsilon_t ,$$

Apresentamos o resultado da regressão abaixo:

Tabela 15: Resultado da Estimação (V.10)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão*</i>	<i>p-valor</i>
const	0,0138438	0,0125413	0,2714
R_{nt}	1,11692	0,19998	<0,0001
S_t	1,61931	0,890641	0,0710
S_t^2	34,1492	13,7698	0,0142
$R_{nt}D_{2t}$	-0,600983	0,622344	0,3358
$S_t^2 D_{2t}$	-6,9545	7,65263	0,3649
$S_t D_{3t}$	-2,65696	1,53197	0,0849
$S_t^2 D_{3t}$	-31,5727	14,8851	0,0356
D_{4t}	-0,104464	0,0216461	<0,0001
$S_t D_{4t}$	-1,55866	0,446701	0,0006
$S_t^2 D_{4t}$	17,7143	7,79439	0,0245
Observações	240	Durbin-Watson	1,317291
R-quadrado	0,4866	F(2, 237)	54,1655
R-quadrado ajustado	0,4524	P-valor(F)	0,0000

* Com a correção de Newey-West

Utilizamos na regressão acima o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e a correção de Newey-West. Verificamos pelo resultado, que tivemos um R^2 de 49%, uma piora

em relação ao modelo anterior, porém, como tratamos de períodos diferentes, não podemos compará-los diretamente.

Nos resultados encontrados, verificamos que as variáveis R_{nt} , S_t^2 , $S_t^2 D_{3t}$, D_{4t} e $S_t^2 D_{4t}$ são todas estatisticamente significativas ao nível de 5%. S_t e $S_t D_{3t}$ são significativas ao nível de 10%, e apenas as variáveis $R_{nt} D_{2t}$ e $S_t^2 D_{2t}$ não são estatisticamente significativas. O valor de F, demonstra ainda que todas as variáveis em conjunto são estatisticamente significativas.

As variáveis R_{nt} e $R_{nt} D_{2t}$, S_t^2 e $S_t^2 D_{2t}$ apresentam sinais invertidos, e não são ambas estatisticamente significativas, portanto, devemos executar o teste de Wald para verificar se elas se anulam. Abaixo temos os resultados dos testes realizados.

1. No primeiro teste (R_{nt} e $R_{nt} D_{2t}$), encontramos um p-valor igual a 0,3705, não sendo possível rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes somam zero. Portanto, não podemos afirmar que durante a crise eleitoral de 2002 o IGC-NM teve impacto significativo no retorno real das ações da Braskem.
2. No segundo teste (S_t^2 e $S_t^2 D_{2t}$) encontramos um p-valor igual a 0,05868, o que demonstra que podemos rejeitar a hipótese nula a um nível de significância de 10%. Podemos então afirmar que a volatilidade da taxa de câmbio teve impacto relevante no retorno real das ações da Braskem durante da crise eleitoral de 2002.

Verificamos assim, que mesmo utilizando um índice de mercado em que a empresa não está inserida, o índice continua sendo fortemente correlacionado ao retorno real das ações.

Para finalizar, faremos estimamos a regressão do Ibovespa apenas no período acima, para comparar os coeficientes de ambas as regressões, conforme mostrado na tabela abaixo.

Tabela 16: Comparativo dos coeficientes das regressões V.8 e V.10 no período de agosto de 2001 até dezembro de 2014

Variável	Regressão com Ibovespa		Variável	Regressão IGC-NM	
	Coeficiente	p-valor		Coeficiente	p-valor
const	0,0162104	0,2052	const	0,0138438	0,2714
R_t	1,05534	<0,0001	R_{nt}	1,11692	<0,0001
S_t	1,49732	0,1254	S_t	1,61931	0,071
S_t^2	29,2458	0,0423	S_t^2	34,1492	0,0142
$R_t D_{2t}$	-1,05853	0,0587	$R_{nt} D_{2t}$	-0,600983	0,3358
$S_t^2 D_{2t}$	-0,803835	0,2329	$S_t^2 D_{2t}$	-6,9545	0,3649
$S_t D_{3t}$	-1,87338	0,1988	$S_t D_{3t}$	-2,65696	0,0849
$S_t^2 D_{3t}$	-34,1374	0,0159	$S_t^2 D_{3t}$	-31,5727	0,0356
D_{4t}	-0,121699	<0,0001	D_{4t}	-0,104464	<0,0001
$S_t D_{4t}$	-1,79157	<0,0001	$S_t D_{4t}$	-1,55866	0,0006
$S_t^2 D_{4t}$	22,384	<0,0001	$S_t^2 D_{4t}$	17,7143	0,0245

Podemos verificar a partir da análise do quadro acima, que o coeficiente dos índices Ibovespa e IGC-NM não se alteraram significativamente, com ambos altamente significativos estatisticamente, com p-valor <0,0001. Os sinais das variáveis, assim como no teste anterior, também não se alteraram.

Os índices S_t e S_t^2 também não tiveram alteração significativa, porém, na regressão com o IGC-NM, ambos tiveram maior relevância estatística no período, sendo que o coeficiente da variação da taxa de câmbio, não foi significativa ao nível de pelo menos 10% ao fazer a regressão com o Ibovespa.

Ao analisar as diferenças na segunda *dummy*, referente à crise de 2002, uma diferença relevante ocorreu com o impacto do retorno dos índices durante a crise de 2002, onde o Ibovespa foi estatisticamente significativo, com p-valor 0,06 enquanto o IGC-NM não foi significativo, com p-valor 0,34. Há também uma diferença relevante no coeficiente da volatilidade da taxa de câmbio neste período, sendo de -0,80 na regressão com Ibovespa e -6,95 na regressão com IGC-NM. Em ambos os casos, porém, não temos significância estatística.

Na análise da terceira *dummy*, podemos verificar que na regressão do IGC-NM, a variação da taxa de câmbio passou a ser significativa estatisticamente, passando de um p-valor de 0,20 para 0,08. Os coeficientes também tiveram uma mudança relevante, de -1,87 para -2,66. A volatilidade da taxa de câmbio, não teve alteração significativa entre as duas regressões.

Na análise da quarta *dummy*, podemos verificar que os coeficientes tiveram comportamento semelhante, a única mudança significativa foi em relação ao p-valor da volatilidade da taxa de câmbio no período, que passou de $<0,0001$ para $0,02$, ainda assim, com nível de significância inferior à 5%.

Fazendo nova recapitulação do que fizemos até aqui, começamos com um modelo simples, onde consideramos a relação entre o retorno das ações da Braskem e a taxa de câmbio, ao longo do trabalho, adicionamos novas variáveis, como a volatilidade da taxa de câmbio, representada pelo quadrado da variação da taxa de câmbio. Após isso, adicionamos ao modelo variáveis *dummy*, como forma de isolar períodos em que a relação entre as variáveis dependentes e independentes sejam significativamente diferentes. Escolhemos estes períodos através da análise do gráfico da variação da taxa de câmbio, onde podemos verificar alguns períodos com variações bruscas. Com isso, buscamos na história econômica recente, possíveis explicações para cada uma dessas variações, e adicionamos cada *dummy* referente aos períodos analisados ao modelo, uma a uma e analisamos a relevância de cada uma delas ao modelo. Além das *dummies* referentes aos choques econômicos, também adicionamos uma *dummy* referente à exposição cambial da empresa, através da análise do retorno da taxa de câmbio e do retorno da ação, e verificando se ambos se movem para a mesma direção. Após as análises das variáveis individuais, juntamos ao modelo todas as variáveis utilizadas, e fizemos um filtro de acordo com a significância de cada variável, chegando à variável de referência V.8. A partir da variável de referência, fizemos dois testes de robustez, adicionando a variável do retorno defasado da ação em um período, e também alterando o índice de mercado utilizado no modelo, para um índice em que a ação analisada não estivesse contido.

A partir das análises realizadas no capítulo, e com os testes realizados em cima dos modelos, podemos concluir, baseado no modelo utilizado, que tanto a variação da taxa de câmbio, quanto sua volatilidade, e também o índice de mercado, foram relevantes para explicar o retorno real das ações da Braskem no período analisado. Esta conclusão é compatível com o verificado no capítulo II, onde verificamos através da análise das receitas e dívidas da empresa, que ela possui alta exposição à moeda estrangeira, visto que a empresa tem participação em diversos mercados mundiais, e tem grande parte de seu capital de terceiros atrelado à dívidas em dólar.

Verificamos também, que além da taxa de câmbio e sua volatilidade serem importantes para explicar o retorno real das ações da Braskem, essa relação é significativamente diferente nos diferentes períodos analisados. Podemos verificar a partir da equação de referência V.8 por

exemplo, que há uma mudança significativa na taxa de câmbio para os períodos anteriores e posteriores à 1999, com a alteração do regime cambial e no período da crise de 2008, não sendo significativamente diferente porém, o período de 2002 em relação ao retorno da taxa de câmbio. Já em relação à volatilidade da taxa de câmbio, podemos verificar também a partir da equação de referência, que há diferença nesta relação em todos os períodos analisados, ou seja, com a mudança do regime cambial, no ano eleitoral de 2002 e na crise de 2008. Em relação à terceira variável dummy, que mede a exposição cambial e sua relação positiva ou negativa com o retorno real da ação, também verificamos que ela é importante tanto para o retorno da taxa de câmbio, quanto para sua volatilidade, sendo o retorno real das ações menor quando há uma variação positiva na taxa de câmbio.

Portanto, a partir das análises realizadas no capítulo, temos que a taxa de câmbio é importante fator de risco para a empresa Braskem em termos do seu retorno real, devendo ser tratado com grande cuidado a exposição cambial pela área financeira da empresa através das diversas ferramentas disponibilizadas pela literatura e pelos produtos de derivativos disponíveis no mercado, sendo importante casar as receitas e as despesas, assim como os ativos e os passivos em cada moeda em que a empresa está exposta, desta forma, o patrimônio dos acionistas terá uma menor probabilidade de ser comprometido devido à essa exposição.

VI CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo, estimar o impacto da variação da taxa de câmbio sobre o retorno real das ações da empresa Braskem S.A., listada na Bolsa de Valores de São Paulo, no período de janeiro de 1995 até dezembro de 2014.

Inicialmente fizemos uma análise da empresa, e suas possíveis fontes de exposição cambial, encontrando indícios de forte exposição cambial, devido principalmente à empresa ter operações em diversos países, além de receitas, dívidas e despesas em moeda estrangeira, e grande quantidade de operações com derivativos. Passamos então à coleta de dados, verificando sua consistência, e possíveis causas para variações fora do padrão. Ao fazer esta análise, encontramos três períodos importantes, que foram a mudança do regime cambial a partir de 1999, a eleição presidencial de 2002, e a crise financeira de 2008. Para tratar estes casos, inserimos na análise variáveis *dummy* para cada um destes períodos, com o objetivo de isolar o impacto de cada período não usual encontrado no estudo, além de uma variável *dummy* que divide o impacto em períodos com variação positiva e negativa, podendo assim estimar se a exposição cambial tem impacto negativo ou positivo sobre o retorno das ações.

O resultado da análise evidenciou que a Braskem é fortemente afetada pela exposição cambial, sendo a relação entre a taxa de câmbio e o retorno das ações da empresa estatisticamente significativa. Ao expandir o modelo, verificamos também que a volatilidade da taxa de câmbio é outro fator que impacta o retorno real das ações, com elevado nível de significância estatística. Mais à frente, ao inserir as variáveis *dummy* no modelo, verificamos que para a variação da taxa de câmbio, o período a partir da mudança do regime cambial em 1999, e o período da crise de 2008, alteraram a relação existente entre as variáveis. Já para a volatilidade da taxa de câmbio, verificamos que todas as *dummies* são significativas estatisticamente, sendo a relação da volatilidade com o retorno real da empresa distinta antes e após 1999, e também entre o período das crises de 2002 e 2008 e os períodos de normalidade econômica. Por fim, a variável *dummy* que verifica se a exposição cambial é positiva ou negativa para o retorno real das ações também é estatisticamente significativa para a taxa de câmbio e para a volatilidade, sendo essa relação negativa quando há uma depreciação cambial.

Temos evidência portanto, que a taxa de câmbio é um fator de risco importante para a empresa Braskem S.A., impactando o retorno real de suas ações. Com isso, este risco deve ser trabalhado com extremo cuidado pela empresa, para que mudanças bruscas não afetem de forma demasiada o valor da empresa, e o risco cambial seja minimizado da melhor maneira possível. É recomendado portanto, que a empresa utilize os meios disponíveis, como operações em mercados a termo e futuros, para que o impacto da taxa de câmbio seja minimizado, e o valor da empresa seja baseado mais em seus resultados operacionais, e menos na variação cambial.

Dado o resultado encontrado aqui, e com base na evidência empírica disponível em outros trabalhos, apresentando resultados diversos sobre a exposição cambial e seu impacto no retorno das ações. Poderíamos sugerir a análise para um trabalho posterior, de um estudo desta relação para outras empresas no Brasil, verificando a diferença encontrada para cada setor industrial, e também em empresas com diferentes graus de inserção no comércio internacional. Com isso, teríamos uma ideia mais geral dos fatores que afetam um maior ou menor grau de exposição cambial entre as empresas brasileiras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADLER, M.; DUMAS, B. **Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement**. *Financial Management*, v. 13, n. 2, 1984. p. 41-50.
- BRASKEM, **Demonstrações Financeiras, 2014**. Disponível em: [http://www.braskem-ri.com.br/Portal/RI/arquivos/resultado/2/Braskem%20DFs%202014%20\(com%20parecer\).pdf](http://www.braskem-ri.com.br/Portal/RI/arquivos/resultado/2/Braskem%20DFs%202014%20(com%20parecer).pdf) Acesso em: 09 ago. 2015.
- BRASKEM, **Relatório Anual, 2014**. Disponível em: www.braskem-ri.com.br/download/RI/20943 Acesso em: 09 ago. 2015.
- CHIAO, C.; HUNG, K. **Exchange-rate exposure of Taiwanese exporting firms**. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, v. 3, n. 2, 2000. p. 201-233.
- CHOI, J. J.; PRASAD, A. M. **Exchange risk sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of U.S. multinationals**. *Financial Management*, v. 24, n. 3, 1995. p. 77-88.
- DE JONG, A.; LIGTERINK, J.; MACRAE, V. **A firm specific analysis of the exchange-rate exposure of Dutch firms**. *Journal of International Financial Management and Accounting*, v. 17, n. 1, p. 1-28, 2006.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2011. 1232 p.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 920 p.
- JORION, P. **The exchange-rate exposure of U.S. multinationals**. *Journal of Business*, v. 63, n. 3, p. 331-345, 1990.
- MARSHALL, A. 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, A.; VERSCHOOR, W. F. C. **Asymmetric foreign exchange risk exposure: evidence from U.S. multinational firms**. *Journal of Empirical Finance*, v. 13, n. 4-5, p. 495-518, 2006a.
- MULLER, A.; VERSCHOOR, W. F. C. **Foreign exchange risk exposure: survey and suggestions**. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 16, n. 4, p. 385-410, 2006b.
- NYDAHL, S. **Exchange rate exposure, foreign involvement and currency hedging of firms: some Swedish evidence**. *European Financial Management*, v. 5, n. 2, p. 241-257, 1999.
- TAKAKI, T. R. **O Impacto da Variação da Taxa de Câmbio sobre o Retorno das Ações da CEMIG**. 2011.47 f. Tese (Mestrado em Economia) – Ibmec, Rio de Janeiro, 2011.
- TESAR, L. L.; DOMINGUEZ, K. M. E. **Exchange rate exposure**. *Journal of International Economics*, v. 68, n. 1, p. 188-218, 2006.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 725 p