

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

**UM ESTUDO SOBRE O IMPACTO DA VARIAÇÃO CAMBIAL SOBRE
AS AÇÕES DA COPEL NO PERÍODO 1995-2013**

EDUARDO MARTINS ANDRÉ FERNANDEZ

matrícula nº: 109023674

ORIENTADOR(A): Prof. Alexandre Barros da Cunha

SETEMBRO DE 2014

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

**UM ESTUDO SOBRE O IMPACTO DA VARIAÇÃO CAMBIAL SOBRE
AS AÇÕES DA COPEL NO PERÍODO 1995-2013**

EDUARDO MARTINS ANDRÉ FERNANDEZ

matrícula n^o: 109023674

ORIENTADOR(A): Prof. Alexandre Barros da Cunha

SETEMBRO DE 2014

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

Agradecimentos

Agradeço primeiramente aos meus pais por possibilitarem a realização deste sonho.

Agradeço à Marcela Melichar por ser minha maior incentivadora e exemplo, sem sua ajuda nada seria possível.

A meu orientador, professor Alexandre Barros da Cunha, por me orientar neste trabalho com muita dedicação, pelos seus comentários construtivos, pela paciência e pelo exemplo de profissional.

Aos amigos Luís César e Felipe Lobo pela companhia nos estudos, que certamente me ajudaram na conclusão do curso.

Aos amigos que participaram desta jornada.

“When you can measure what you are talking about
and express it in numbers, you know something
about it.”

Lord William Thomson Kelvin (1824-1907)

RESUMO

Este trabalho avalia empiricamente o impacto da variação cambial no retorno das ações da COPEL, no período entre janeiro de 1995 até dezembro de 2013. No estudo, usamos um modelo econométrico que foi sendo aumentado através da inclusão de diferentes *dummies* que corresponderam a importantes eventos econômicos que afetaram o comportamento da taxa de câmbio, no período em questão. Tendo em vista os resultados empíricos obtidos, concluímos que o retorno real das ações da COPEL é afetado pela oscilação cambial.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Gráfico do Valor da Ação da COPEL de 1995 a 2013 (dados mensais).....	20
Figura 2: Gráfico do Valor do IBOVESPA de 1995 a 2013 (dados mensais).....	20
Figura 3: Gráfico do Valor do FGV-100 de 1995 a 2013 (dados mensais).....	21
Figura 4: Gráfico do Valor do Dólar de 1995 a 2013 (dados mensais).....	21

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas Descritivas do Retorno Real da CPLE3 Mensal (%).....	17
Tabela 2: Estatísticas Descritivas do Retorno Real do IBOVESPA Mensal (%).....	18
Tabela 3: Estatísticas Descritivas do Retorno Real do FGV-100 Mensal (%).....	18
Tabela 4: Estatísticas Descritivas da Variação Nominal da Taxa de Câmbio Mensal.....	19
Tabela 5: Resultado da Estimação (4.1).....	23
Tabela 6: Resultado da Estimação (4.2).....	24
Tabela 7: Resultado da Estimação (4.3).....	26
Tabela 8: Resultado da Estimação (4.4).....	28
Tabela 9: Resultado da Estimação (4.5).....	29
Tabela 10: Resultado da Estimação (4.6).....	31
Tabela 11: Resultado da Estimação (4.7).....	33
Tabela 12: Resultado da Estimação (4.8).....	34
Tabela 13: Resultado da Estimação (4.9).....	35
Tabela 14: Resultado da Estimação (4.10).....	36
Tabela 15: Comparativo dos Coeficientes das Regressões (4.9) e (4.10).....	37

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	11
3	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	16
4	ANÁLISE ECONOMÉTRICA	23
5	CONCLUSÃO	39
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	40

1 INTRODUÇÃO

A exposição cambial é um tópico discutido em diversos estudos acadêmicos. Ela pode ser definida como o impacto que uma desvalorização da taxa de câmbio acarreta em uma taxa de retorno de uma empresa (normalmente usamos ações negociadas no mercado financeiro). Este debate se intensificou nos anos de 1990 quando diversas crises financeiras ocorreram no mundo, entre elas a crise Asiática e a do México, que acarretaram em mudanças das políticas cambiais vigentes. Estas crises financeiras evidenciaram que a fragilidade dos países subdesenvolvidos sobre o fluxo internacional de capitais é maior do que para os países desenvolvidos. Apesar de observarmos isso, não existe um consenso na literatura acerca deste tema.

O objetivo deste trabalho é analisar empiricamente o impacto da oscilação cambial no retorno real das ações da COPEL (Companhia Paranaense de Energia), no período compreendido entre janeiro de 1995 até dezembro de 2013. Para realizarmos um estudo do comportamento do retorno da ação da COPEL em função da variação cambial, iremos analisar uma amostra composta por 228 observações mensais do retorno real da ação da empresa em um modelo base, no qual consideraremos as variáveis independentes IBOVESPA (R_t) e o câmbio (S_t), sendo que os valores do IBOVESPA e do retorno real das ações da empresa foram deflacionados pelo IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

Em relação ao período escolhido para a análise, este começa após a implantação do mais amplo plano econômico realizado no Brasil. O Plano Real tinha como objetivo o combate à inflação. Nesse sentido, para se obter a estabilidade econômica foram necessários um maior equilíbrio fiscal, abertura econômica, uma política contracionista e de câmbio fixo. Essa política tinha como objetivo aumentar a oferta de produtos no mercado interno (através de produtos importados). Conseqüentemente, ocorreu um aumento da atividade produtiva nacional, já que a concorrência com os produtos importados forçou a indústria nacional a se aperfeiçoar. No entanto, diversas crises, como a Russa de 1998, desestabilizaram essa política. Nesse cenário, objetivando a estabilização dessa política, houve a adoção do regime de metas de inflação e, conseqüentemente, a taxa de câmbio entrou em um regime de flutuação suja.

Entre outros acontecimentos político-econômicos relevantes que ocorreram no período analisado no estudo estão: a mudança de regime cambial em 1999, a disputa presidencial de

2002 e a crise financeira global de 2008. Esses fatos levaram a uma grande oscilação cambial e foram incluídos em nosso estudo.

Com o intuito de capturar o efeito dos eventos descritos acima, utilizamos diversas variáveis do tipo *dummy* e as incluímos em um modelo inicial. Sendo assim, obtivemos resultados que nos deram suporte em nossa análise. Após realizarmos vários testes econométricos, com a utilização de diferentes hipóteses e cenários, ampliamos o modelo inicial, com a inclusão de todas as variáveis *dummies* utilizadas no estudo, e por fim chegamos a uma equação contendo somente as variáveis mais relevantes do estudo. Assim, conseguimos analisar a exposição cambial da empresa, isto é, podemos observar que existe evidência empírica do impacto da oscilação cambial (decorrente de períodos de incerteza e instabilidade) sobre o retorno real das ações da COPEL.

Este trabalho está dividido em seis capítulos além deste: no segundo capítulo iremos fazer uma revisão bibliográfica de diversos trabalhos relativos à exposição cambial e seus efeitos sobre as empresas; no terceiro capítulo apresentamos a base de dados utilizada e o tratamento aplicado a esses dados; no quarto capítulo iremos expor as metodologias utilizadas no estudo e os resultados empíricos; no quinto capítulo apresentamos as conclusões sobre os resultados apresentados no trabalho. A bibliografia está disponível no sexto capítulo.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo iremos fazer uma revisão bibliográfica de importantes trabalhos que têm como tema o impacto da variação cambial no retorno real da ação de uma empresa. Um trabalho adequado para o objetivo deste capítulo é o de Muller e Verschoor (2006), em que os autores fizeram um *survey* de diversos estudos relacionados ao problema da exposição cambial e, chegaram à conclusão de que não havia um consenso, entre todos os modelos apresentados, relativo aos parâmetros mais relevantes, e nem na definição de um modelo único que englobe todo o efeito na variação da taxa de câmbio no valor da firma analisada. E mais, a análise empírica encontra um fraco suporte na relação entre as oscilações cambiais e o valor da firma.

Ainda neste trabalho, os autores argumentam que na década de 1970, após a quebra do sistema de paridade de Bretton Woods, as mudanças nas taxas de câmbio e os riscos associados a ela passaram a ter mais relevância para a gestão financeira.

Nesse sentido, atualmente existe um consenso de que a volatilidade cambial é uma grande fonte de incerteza na economia, isto, porque as oscilações da taxa de câmbio podem impactar nos níveis de produção, de emprego, da demanda agregada do país e, assim, afetar o valor das empresas – mesmo as que não possuem atividades com o mercado exterior. Ademais, as oscilações cambiais podem impactar no fluxo de caixa das operações de uma empresa, podendo inclusive impactar a taxa de desconto usada para avaliar seu valor. Na década de 1990, tendo como cenário o fato de que diversos países (emergentes, na maioria dos casos) mudavam constantemente seus regimes cambiais, começaram a surgir diversos estudos sobre o impacto da taxa de câmbio para as empresas. Ao longo das últimas décadas, produziu-se muita literatura sobre o tema, utilizando-se diferentes metodologias e, principalmente, obtendo-se diferentes resultados.

No restante deste capítulo vamos discutir trabalhos que são relevantes para a compreensão do tema estudado, na medida em que aprofundam aspectos específicos de diferentes análises e metodologias.

Como dito anteriormente, foi na década de 1970 que começaram a surgir os estudos sobre a exposição cambial e, portanto, iremos primeiramente fazer uma breve resenha do artigo de Adler e Dumas (1972) em que analisam, mensuram e definem o risco cambial

através do ponto de vista dos acionistas das empresas. Neste estudo, os autores argumentam que todas as empresas estão expostas ao risco cambial, até mesmo aquelas que não realizem operações com o exterior – e, portanto, não possuam ativo ou passivo em moeda estrangeira. Isso, porque as empresas podem estar expostas indiretamente ao risco cambial (segundo uma perspectiva econômica), por exemplo, quando os consumidores e/ou fornecedores destas empresas estejam, de alguma maneira, expostos ao risco cambial. Ou quando, por exemplo, as empresas, sem operações estrangeiras, atuam em setores da economia em que seus produtos concorram com produtos importados similares.

Adler e Dumas (1972), concluíram que é possível mensurar a exposição cambial através do coeficiente de regressão, ou seja, podemos observar que um ativo tem exposição cambial, quando regredimos o preço do ativo sobre as taxas cambiais. Nesse sentido, o coeficiente de regressão da exposição cambial exprime os impactos que a empresa pode sofrer com a variação cambial.

Outro autor, cujo trabalho foi extremamente relevante e serviu de base para um grande debate entre os economistas, foi Jorion (1990), que analisou, em seu artigo, a exposição cambial de multinacionais norte-americanas ao risco cambial externo e, utilizando o *modelo APT (Arbitrage Pricing Theory)*, observou que o impacto da oscilação cambial sobre o retorno real da ação é diferente entre as empresas. Sendo assim, sua análise passou a se concentrar na determinação da exposição cambial das multinacionais. A partir desse ponto, o autor fez uma análise de 287 multinacionais durante o período de 1971 até 1987 e chegou à conclusão de que somente 15 empresas tiveram coeficientes significativos, isto é, apresentaram exposição cambial. O próximo passo da análise foi dividir o período em três subperíodos (1971 a 1975, 1976 a 1980 e 1981 até 1987) e, assim, o autor pode observar que o desenvolvimento dos mercados acarretou, ao mesmo tempo, na valorização das moedas e no aumento dos preços das ações.

No tocante à relação entre as desvalorizações das taxas de câmbio e o valor das firmas multinacionais norte-americanas, Jorion concluiu que a exposição cambial das empresas está direta e positivamente correlacionada com o nível de envolvimento com negócios no exterior. Assim, o valor do dólar e o retorno real das ações tinham uma relação positiva para uma parte das empresas multinacionais norte-americanas.

Assim como visto acima, outros estudos empíricos também exibiram resultados que apontaram para a falta de evidências estatísticas do impacto da oscilação cambial sobre as

empresas. Por exemplo, no artigo de Prasad e Choi (1995), os autores utilizaram uma equação semelhante a de Jorion para analisar a sensibilidade à taxa de câmbio. Para tal, usaram dados referentes ao retorno real das ações de 409 empresas dos Estados Unidos, de diferentes setores, durante o período compreendido entre 1978 e 1989. Os resultados apontaram que a exposição cambial era relevante para somente 61 das empresas. Os autores concluíram que o fator relevante para explicar as diferenças na sensibilidade à taxa de câmbio é a forma de atuação da empresa (características financeiras e operacionais) e não o setor da economia em que é atuante.

Adicionalmente, existem trabalhos que obtiveram resultados opostos aos obtidos nos artigos citados acima. Muller e Verschoor (2006), por exemplo, analisaram, em outro artigo, a exposição cambial de 935 empresas norte-americanas listadas na bolsa e com operações no mercado externo, durante o período entre 1990 e 2001, com a finalidade de observar se a exposição cambial ocorre de forma assimétrica. Os autores observaram que, ao se adicionar assimetria por sinal e por magnitude da variação da taxa de câmbio, conseqüentemente, os resultados são melhores e um número maior de empresas apresenta exposição cambial significativa. Além disso, os autores estudaram a possibilidade de utilização de modelos não-lineares para a análise da exposição cambial das empresas, isto é, modelos com a presença de diferentes impactos para as empresas tendo em vista o tamanho da oscilação cambial e com enfoque na valorização e desvalorização cambial, e argumentaram que um dos fatores que poderiam gerar não-linearidade na exposição cambial das empresas eram o uso de operações de derivativos face ao risco cambial.

A fim de ratificar essa diferença entre os estudiosos do assunto, podemos citar, também, o estudo de Dominguez e Tesar (2006), que utilizaram uma amostra de 2387 empresas de oito países (Itália, Chile, Alemanha, França, Noruega, Reino Unido, Japão e Tailândia), durante o período entre 1980 e 1999, para analisar a relação entre o valor das empresas e a volatilidade cambial e, também, explicar a diferença da exposição cambial entre as empresas. Os resultados mostraram que uma significativa parcela das empresas foi afetada (de diferentes maneiras) pela oscilação cambial. No estudo, após ser testada a relação entre o retorno real das ações das empresas (e indústrias) e a exposição cambial, a primeira regressão apontou para o fato de que a exposição cambial está relacionada às características e ao número de empresas de cada setor. E, a segunda regressão mostrou que a exposição cambial foi mais perceptível em empresas menores do que em empresas médias e grandes com

negócios no mercado externo – os autores explicam isso pelo fato de que essas empresas maiores têm maior acesso a operações de hedge.

Dominguez e Tesar (2006) concluem que as firmas adaptam suas condutas empresarias de acordo com o risco cambial e que a exposição cambial está correlacionada com o tamanho da firma, sua atuação em negócios internacionais, com o fato de ser ou não multinacional e com sua competitividade.

Por fim, De Jong (2006) cita os autores dos trabalhos empíricos descritos acima ao argumentar sobre como estes não conseguiram observar uma relação forte e relevante entre o retorno das ações das empresas e a volatilidade cambial. De Jong explica que existem várias razões pelas quais os estudos acima não tiveram êxito, entre elas: (i) a metodologia utilizada é falha em mensurar a sensibilidade da empresa em relação a variações cambiais e; (ii) algumas empresas usam operações de proteção cambial, *hedge*, para diminuir a exposição cambial.

De Jong analisou, em seu estudo, a exposição cambial de 117 empresas não-financeiras holandesas, durante o período entre 1994 e 1998, sendo que o autor enfocou em 47 empresas que responderam a um questionário específico sobre informações relativas a exposição cambial e que não eram divulgadas pelas empresas. Utilizando o modelo *APT* (*Arbitrage Pricing Theory*), o autor observou que 51% das empresas tiveram coeficientes relevantes em relação à exposição cambial ao nível de 10% de significância e, além disso, 38% das empresas tiveram coeficientes relevantes ao nível de 5% de significância. Podemos observar, comparativamente, que esses resultados foram diferentes dos obtidos por outros estudos. Em Jorion (1990), por exemplo, vemos que somente 5% das empresas norte-americanas apresentaram exposição cambial e, o estudo de Nydahl (2001) concluiu que 26% das empresas suecas apresentaram exposição cambial.

Em seu artigo, De Jong conclui, através dos resultados das equações, que o total dos ativos e a quantidade de vendas ao mercado estrangeiro são relevantes e positivamente correlacionados à exposição cambial das firmas. O autor argumenta também que algumas empresas utilizam operações de derivativos tendo como objetivo a proteção ante ao risco cambial e, portanto, minimizam os riscos operacionais (mesmo argumento de Muller e Verschoor). Em outras palavras, as empresas tentam associar seus fluxos de caixa em um mesmo prazo e mesma moeda.

Tendo em vista os trabalhos desenvolvidos pelos autores acima descritos, podemos concluir que não existe um consenso sobre o tema. Nos próximos capítulos pretendemos realizar um estudo empírico que nos possibilite analisar um caso concreto de uma empresa nacional, a COPEL – Companhia Paranaense de Energia- e, assim, observar os impactos da variação cambial sobre o retorno real das ações da empresa.

3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

O objetivo deste capítulo é detalhar a origem dos dados e o método utilizado para obter as variáveis utilizadas no estudo. Para tal, iremos utilizar o retorno real das ações da COPEL - Companhia Paranaense de Energia, do índice IBOVESPA e a desvalorização cambial de modo que, no próximo capítulo, possamos realizar uma análise econométrica para investigar os efeitos da volatilidade cambial sobre o retorno das ações da COPEL. Foram extraídas da base de dados do sistema Economatica séries históricas do fechamento diário, do valor das ações da COPEL (código CPLE3), dos índices FGV-100 e IBOVESPA. O período analisado tem início no dia 1º de janeiro de 1995 e termina no dia 31 de dezembro de 2013.

Observe que estamos seguindo o procedimento realizado por Takaki (2011) e a notação utilizada é idêntica à adotada por aquele autor.

Assim, no estudo escolhemos trabalhar com o retorno real das ações e, para isso, utilizamos o Índice de Preços ao Consumidor (IPCA), que extraímos do site IPEADATA, para deflacionar o retorno nominal das variáveis acima. No mesmo site, extraímos informações mensais do câmbio (dólar PTAX) e, para calcular a desvalorização cambial, aplicamos a seguinte fórmula:

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

onde S_t é a taxa de desvalorização cambial e E_t é a taxa de câmbio na data t .

Optamos por trabalhar com dados mensais e, para todos os valores das ações da COPEL, foram calculadas as médias dos valores diários e seus logaritmos naturais, de acordo com a seguinte equação:

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

onde r_t é o retorno das ações da COPEL, P_t é referente ao preço da ação da COPEL na data t e I_t corresponde ao IPCA também na data t .

Já para o cálculo das variáveis explicativas usadas no estudo, isto é, o retorno real de mercado FGV-100 e IBOVESPA (R_t), utilizamos a equação abaixo:

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

onde B_t é referente ao índice de mercado na data t .

A amostra completa é composta por 228 observações, começando em janeiro de 1995 e terminando em dezembro de 2013. A seguir, apresentamos as tabelas estatísticas descritivas das variáveis usadas no estudo:

Tabela 1: Estatísticas Descritivas do Retorno Real da CPLE3 Mensal (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Máximo	Mínimo
1995	-2.621	-3.525	7.479	10.894	-13.580
1996	2.839	2.900	7.236	13.229	-11.837
1997	1.495	2.348	15.357	20.286	-34.267
1998	-4.788	-8.835	22.469	34.012	-43.308
1999	2.805	3.256	13.864	22.780	-20.701
2000	1.817	0.748	6.658	12.069	-7.905
2001	1.699	-0.147	12.574	22.138	-24.244
2002	-7.801	-8.757	8.350	5.814	-21.571
2003	1.101	4.861	8.253	14.666	-16.620
2004	0.675	1.306	6.510	9.710	-13.270
2005	2.859	1.784	5.101	11.673	-4.720
2006	3.111	3.824	5.974	12.136	-9.290
2007	2.418	-0.015	7.283	17.131	-5.816
2008	-2.164	0.874	8.729	11.096	-22.641
2009	4.252	4.879	6.526	14.697	-8.943
2010	0.067	-0.228	5.003	9.098	-8.630
2011	-2.257	-2.605	3.995	3.284	-8.759
2012	-1.948	2.027	9.502	6.573	-23.731
2013	-0.568	0.112	7.239	12.097	-13.315
Amostra Total	0.157	0.874	4.433	34.012	-43.308

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 2: Estatísticas Descritivas do Retorno Real do IBOVESPA Mensal (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Máximo	Mínimo
1995	-0.746	1.829	10.530	15.552	-15.086
1996	3.140	2.712	4.804	10.382	-7.036
1997	2.476	5.704	11.022	12.460	-27.059
1998	-2.485	0.832	14.205	21.159	-28.329
1999	5.310	6.726	9.758	21.954	-10.726
2000	-0.675	0.072	7.688	11.604	-12.782
2001	-1.430	-2.453	9.671	14.972	-19.862
2002	-2.697	-3.558	6.041	6.181	-13.785
2003	4.835	4.994	6.558	13.526	-11.967
2004	0.950	1.786	6.628	9.315	-15.239
2005	1.709	2.913	5.541	9.598	-8.956
2006	1.968	3.234	4.924	7.892	-10.525
2007	2.846	3.944	5.298	10.456	-8.108
2008	-4.854	-6.173	10.076	9.525	-28.736
2009	4.609	3.609	4.586	12.959	-2.150
2010	-0.435	0.644	4.353	4.317	-11.212
2011	-1.997	-1.348	4.442	4.216	-12.239
2012	-0.182	0.375	5.269	7.266	-9.292
2013	-1.780	-2.608	5.210	6.365	-11.347
Amostra Total	0.556	1.786	2.843	21.954	-28.736

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 3: Estatísticas Descritivas do Retorno Real do FGV-100 Mensal (%)

Ano	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Máximo	Mínimo
1995	-3.860	-4.984	5.311	5.801	-9.750
1996	-0.104	-1.909	3.399	7.341	-4.147
1997	-0.326	4.925	7.532	9.463	-17.686
1998	-2.306	-4.123	10.308	14.148	-21.481
1999	8.297	1.361	7.716	18.375	-6.445
2000	-0.647	-0.427	5.314	9.313	-8.576
2001	0.124	0.671	8.817	16.512	-15.955
2002	0.157	-0.745	3.730	5.592	-6.998
2003	4.742	4.404	5.503	14.619	-7.436
2004	2.014	3.421	6.928	13.499	-13.425
2005	0.889	2.078	4.872	6.746	-9.642
2006	1.927	2.549	3.977	6.368	-8.230
2007	2.685	4.670	4.639	9.014	-5.249
2008	-3.947	-4.534	9.233	6.577	-25.970
2009	4.685	3.131	5.501	13.944	-4.379
2010	0.397	1.117	3.927	4.230	-9.747
2011	-1.395	-1.145	4.310	4.016	-11.548
2012	0.918	1.562	3.522	5.354	-6.413
2013	-1.109	-1.657	4.026	6.119	-7.914
Amostra Total	0.692	1.117	2.099	18.375	-25.970

Fonte: Elaboração do autor

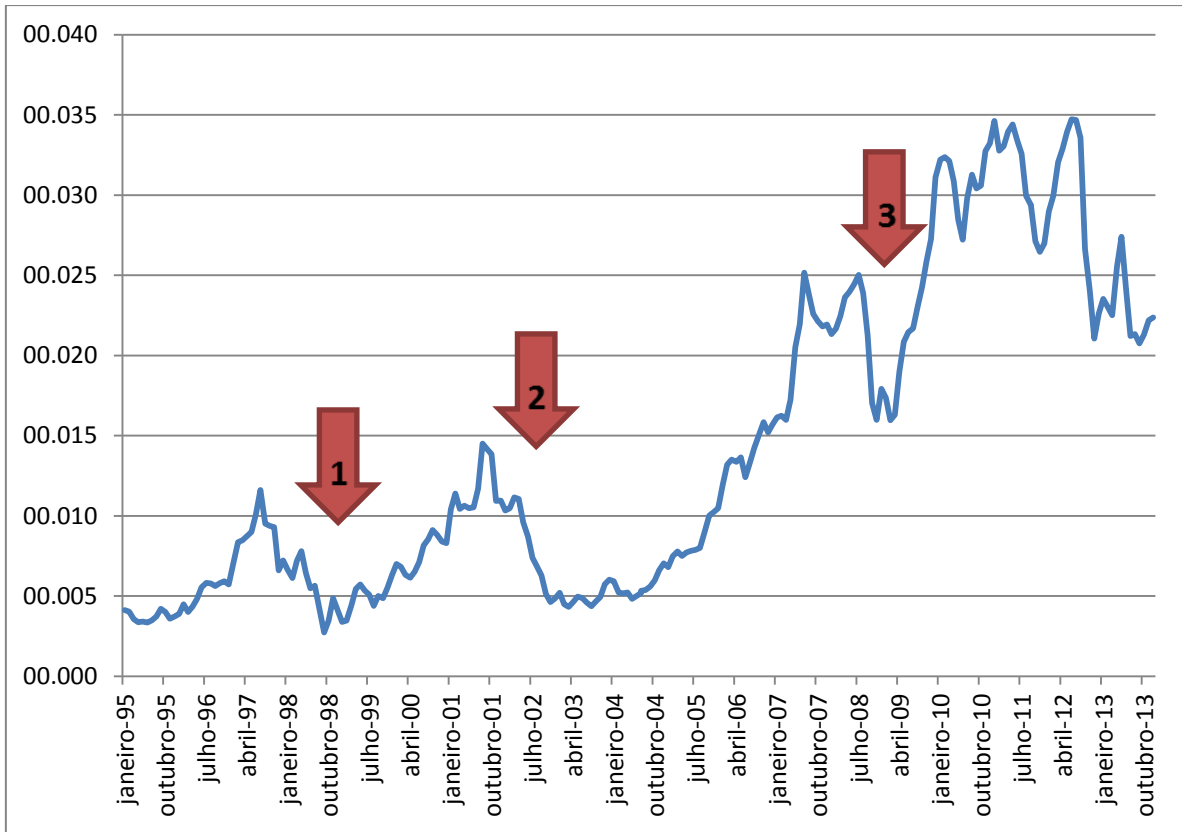
Tabela 4: Estatísticas Descritivas da Variação Nominal da Taxa de Câmbio Mensal

Ano	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Máximo	Mínimo
1995	1.228	1.142	1.772	5.632	-1.122
1996	0.576	0.574	0.076	0.676	0.415
1997	0.592	0.591	0.085	0.703	0.397
1998	0.661	0.618	0.148	0.976	0.445
1999	3.539	1.437	10.163	24.242	-11.307
2000	0.528	0.708	1.986	3.576	-2.146
2001	1.544	2.949	4.514	6.221	-7.467
2002	3.570	3.774	5.583	13.001	-6.221
2003	-1.790	-2.302	4.190	4.338	-10.008
2004	-0.612	-1.227	2.876	6.477	-3.795
2005	-1.445	-1.669	2.775	4.034	-5.027
2006	-0.510	-0.484	2.137	3.173	-5.053
2007	-1.546	-2.253	2.440	4.326	-5.332
2008	2.444	-0.880	6.584	18.857	-2.663
2009	-2.612	-2.545	2.627	1.399	-6.802
2010	-0.275	-0.867	2.188	3.339	-3.002
2011	0.678	0.294	3.320	9.142	-4.483
2012	1.028	0.286	3.040	6.836	-4.064
2013	1.010	1.295	3.397	6.569	-3.672
Amostra Total	0.453	0.294	2.404	24.242	-11.307

Fonte: Elaboração do autor

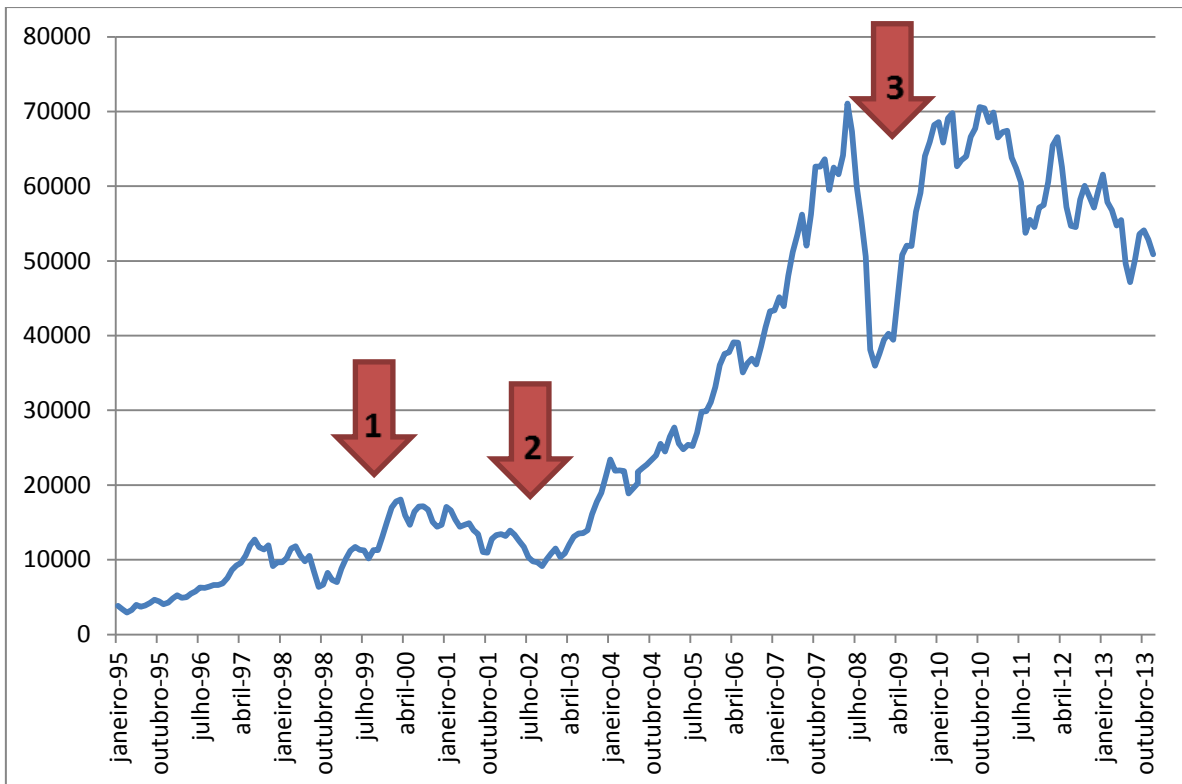
No período analisado no estudo, identificamos alguns importantes momentos econômicos em que a volatilidade cambial pode ter afetado o retorno real das ações da COPEL, são eles: a mudança da política cambial para o regime de câmbio flutuante em 1999, a eleição presidencial do Lula em 2002 e a crise mundial em 2008. Nesse sentido, geramos gráficos que nos permitem visualizar esses três momentos (respectivamente 1, 2 e 3, nas figuras a seguir) de grande volatilidade cambial e seus impactos nas estruturas de mercado.

Figura 1: Gráfico do Valor da Ação da COPEL de 1995 a 2013 (dados mensais)



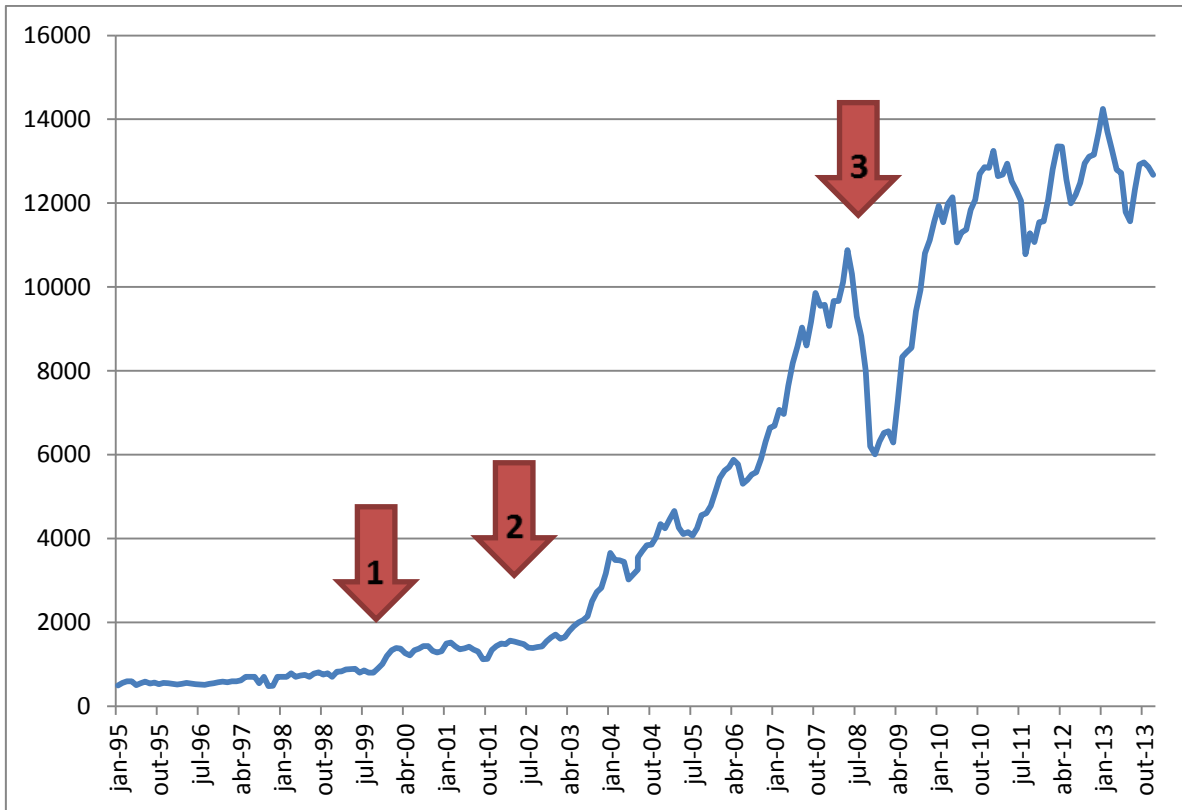
Fonte: Elaboração própria.

Figura 2: Gráfico do Valor do IBOVESPA de 1995 a 2013 (dados mensais)



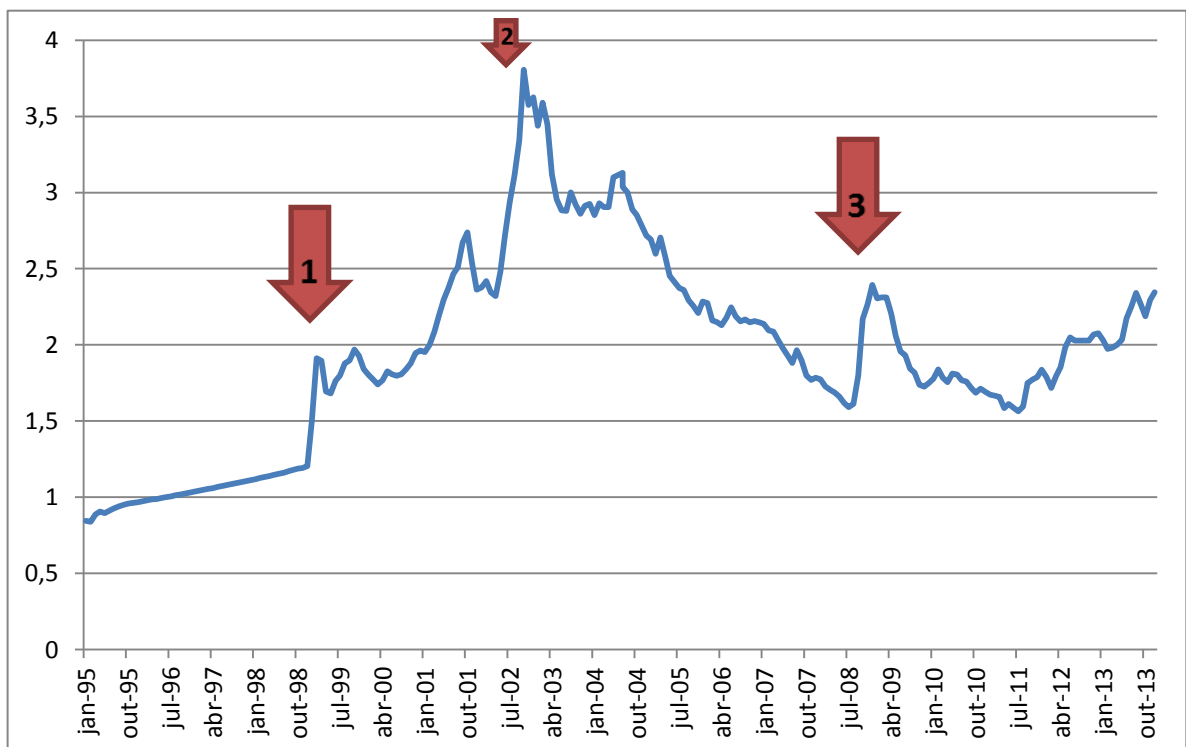
Fonte: Elaboração própria.

Figura 3: Gráfico do Valor do FGV-100 de 1995 a 2013 (dados mensais)



Fonte: Elaboração própria.

Figura 4: Gráfico do Valor do Dólar de 1995 a 2013 (dados mensais)



Fonte: Elaboração própria.

No próximo capítulo, efetuaremos uma análise econométrica que objetiva quantificar o impacto da volatilidade cambial sobre o retorno real das ações da COPEL.

4 ANÁLISE ECONOMETRICA

Este capítulo tem como objetivo avaliar empiricamente o impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre o retorno real das ações da COPEL, negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA).

Conforme dito no capítulo anterior, iremos utilizar a análise de regressão múltipla para um estudo empírico dos efeitos que os índices IBOVESPA/FGV-100 e a variação da taxa de câmbio, estes variáveis independentes, exercem sobre o retorno real das ações da COPEL, que é a variável dependente. Adicionalmente, com o objetivo de ampliar nossa análise, iremos incluir diferentes variáveis *dummies* para acontecimentos relevantes que impactaram a economia brasileira no período e, analisaremos suas interações com as outras variáveis. Pretendemos, assim, investigar se o retorno da ação da COPEL é influenciado pela variação da taxa de câmbio.

Assim, utilizamos como modelo inicial a seguinte equação:

$$(4.1) \quad r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + \varepsilon_t ,$$

onde r_t corresponde ao retorno da ação da COPEL, R_t corresponde a variação do índice IBOVESPA, S_t é correspondente a variação da taxa de câmbio e ε_t é o termo aleatório; todos na mesma data t .

Segue abaixo a tabela com o resumo dos resultados dessa regressão:

Tabela 5: Resultado da Estimação (4.1)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	0,77809	0,09839	7,91	0,000
S_t	-0,21155	0,16678	-1,27	0,206
C	-0,17219	0,51222	-0,34	0,737
observações	228	DW		1,441129
R^2	0,4306	estatística F		42
R^2 Ajustado	0,4256	p-valor (F)		0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

Observamos que o indicador do teste de *Durbin-Watson* nos fez rejeitar a hipótese nula, isto é, indicou que continuamos com presença de autocorrelação nos resíduos. Tendo isso em vista, reestimamos a equação (4.1) descrita acima aplicando a matriz robusta de *Newey-West*. Esse método corrige o desvio-padrão diminuindo os efeitos da autocorrelação serial. Foi necessário utilizar este procedimento em todas as regressões.

Podemos concluir com os resultados obtidos acima, que as variáveis independentes explicam 43,06% das oscilações da variável dependente – apesar de que o indicador R^2 não deve ser considerado uma medida absoluta. Aliado a isso, podemos afirmar através da estatística F, que as variáveis acima, conjuntamente, são estatisticamente significantes. Observamos também que a variável do índice IBOVSPA (R_t) é significativa para o retorno das ações da COPEL dado seu p-valor de 0,000 e seu coeficiente com o valor de 0,77809. Já a variável da taxa de câmbio (S_t) não é significativa para explicar o modelo, tendo em vista seu p-valor de 0,206.

O próximo passo consiste em avaliar o impacto da volatilidade da desvalorização cambial sobre o retorno das ações da COPEL. Para tal, será utilizada a variável do quadrado da taxa de câmbio como uma medida de volatilidade. Assim, com a inclusão dessa variável na equação (4.1), obtemos a equação abaixo. A tabela que vem a seguir apresenta os resultados da estimação da equação (4.2):

$$(4.2) \quad r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \gamma_0 S_t + \mu_0 S_t^2 + \varepsilon_t ,$$

onde S_t^2 representa a variável da desvalorização cambial elevada ao quadrado na data t .

Tabela 6: Resultado da Estimação (4.2)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	0,83373	0,09492	8,78	0,000
S_t	0,11665	0,23883	0,49	0,626
S_t^2	-0,03307	0,01414	-2,34	0,020
C	0,21256	0,49459	0,43	0,668
observações	228	DW		1,446150
R^2	0,4525	estatística F		34,12

R ² Ajustado	0,4451	p-valor (F)	0,00
-------------------------	--------	-------------	------

*Calculado com a correção de Newey-West

Os resultados da regressão nos mostram que as variáveis da variação do índice IBOVESPA (R_t) e da variação da taxa de câmbio elevada ao quadrado (S_t^2) são estatisticamente significantes dados os seus respectivos p-valores de (0,000) e (0,020). Já a variável da taxa de câmbio (S_t) não se mostrou significativa.

Ainda sobre os resultados da estimação acima, observamos que o indicador de *Durbin-Watson* ainda aponta a presença de autocorrelação serial no modelo e o R^2 está explicando somente 45,25% da variável dependente, isto é, do retorno real da ação da COPEL.

Com a finalidade de aprofundarmos a análise, decidimos incluir *dummies* relativas a importantes acontecimentos ocorridos no período compreendido entre 1995 e 2013. Assim, tendo por objetivo uma análise mais completa e detalhada sobre o impacto de relevantes acontecimentos político-econômicos no retorno da ação da COPEL, iremos considerar *dummies* relativas a períodos onde houve grande volatilidade da taxa de câmbio. A realização deste exercício se mostra relevante para o estudo, pois a variável *dummy* permite que o intercepto e os coeficientes angulares variem de acordo com o regime cambial. Assim, podemos estimar e analisar uma equação, por exemplo, $\gamma_t = (\alpha_0 + \alpha_1 D_{1t}) + \beta X_t + \varepsilon_t$, para dois períodos. Isto é, para quando $D_{1t} = 0$, portanto, $\gamma_t = \alpha_0 + \beta X_t + \varepsilon_t$, e para os períodos nos quais $D_{1t} = 1$ e, portanto, $\gamma_t = (\alpha_0 + \alpha_1) + \beta X_t + \varepsilon_t$.

Para os próximos passos, iremos utilizar regressões como diferentes *dummies* e, por fim, para termos uma análise ainda mais completa, agruparemos todas as *dummies* em uma mesma regressão para avaliarmos o impacto da volatilidade cambial sobre o retorno das ações.

A primeira *dummy* a ser utilizada é referente à mudança do regime de câmbio fixo para o regime de câmbio flutuante, chamamos de D_{1t} . Em 1999, o Banco Central do Brasil anunciou que a taxa de câmbio não seria mais controlada artificialmente (regime de câmbio fixo), iniciando assim o regime de câmbio flexível – consequentemente a taxa de câmbio passou a ter uma volatilidade maior.

Dessa maneira, nessa análise iremos adotar, para a variável D_{1t} , o valor 1 (um) para todos os meses a partir de janeiro de 1999 (inclusive) até dezembro de 2013 e o valor 0 (zero) para os demais períodos.

A equação a ser estimada é dada por:

$$(4.3) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \gamma_0 S_t + \gamma_1 S_t D_{1t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_1 S_t^2 D_{1t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{1t} representa a variável *dummy* acima definida.

Os resultados da notação estão apresentados na tabela abaixo:

Tabela 7: Resultado da Estimação (4.3)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	1,18270	0,11594	10,20	0,000
S_t	-0,24008	5,71207	-0,04	0,967
S_t^2	0,12501	0,93822	0,13	0,894
D_{1t}	2,12341	3,61579	0,59	0,558
$R_t D_{1t}$	-0,62038	0,14528	-4,27	0,000
$S_t D_{1t}$	0,10334	5,71659	0,02	0,986
$S_t^2 D_{1t}$	-0,14977	0,93832	-0,16	0,873
C	-1,45126	3,57783	-0,41	0,685
observações	228	DW		1,410841
R^2	0,5065	estatística F		34,71
R^2 Ajustado	0,4907	p-valor (F)		0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

Observamos pelos resultados que a variável do índice IBOVESPA (R_t) continua tendo grande influência no retorno real da ação da COPEL, dado seu p-valor relevante (0,000) e seu coeficiente relevante (1,18270). No entanto, somente mais uma variável independente ($R_t D_{1t}$) é significativa, individualmente, ao nível de significância de 5% – com p-valor de 0,000. O indicador R^2 ajustado melhorou e está explicando 49,07% do modelo estatístico. Além disso, observamos que as variáveis relativas ao câmbio tiveram coeficientes com sinais opostos e, assim, realizaremos o *teste de Wald* com o propósito de observar se as variáveis cambiais seriam iguais à zero concomitantemente ($\gamma_0 + \gamma_1 = 0$ e $\mu_0 + \mu_1 = 0$), isto é, se as variáveis agrupadas são significativas ou não. O *teste de Wald* (teste dos coeficientes) presume como hipótese nula que os coeficientes conjuntamente são iguais a zero e a outra hipótese contempla o caso oposto. Assim, se verificarmos que a probabilidade for menor do que o

nível de significância, devemos rejeitar a hipótese nula, concluindo assim que os coeficientes (conjuntamente) são significativos, isto é, explicam a variável dependente. Ao realizarmos o *teste de Wald*, tivemos como resultado os valores de 0,8338 e 0,1929, respectivamente, e, portanto, não rejeitamos a hipótese nula.

Podemos concluir com os resultados obtidos que, aparentemente, as variáveis relativas ao câmbio apresentaram certa significância no modelo, isto é, que a variação da taxa de câmbio e a exposição cambial foram relevantes para o retorno real das ações da COPEL no período em questão.

Com o objetivo de ratificar essa significância, vamos mensurar o impacto da *dummy* D_{1t} para os dois subperíodos analisados acima. Nesse sentido, para os valores apresentados pela *dummy* até o mês de janeiro de 1999 (D_{1t} igual a zero), o impacto é dado pelo coeficiente da variável independente S_t . Já para os valores apresentados após janeiro de 1999, o impacto pode ser mensurado através da soma dos coeficientes das variáveis independentes S_t e $S_t D_{1t}$.

O resultado do teste nos mostra, para os valores apresentados até o mês de janeiro de 1999, um impacto negativo da taxa de câmbio no valor de -0,24008 no retorno real das ações da COPEL, e um impacto negativo no valor de -0,13674, para os valores apresentados após janeiro de 1999. Ou seja, durante o período em que vigorou o regime de câmbio fixo, uma variação da taxa de câmbio de 1% provocaria uma variação no retorno real da ação da COPEL no valor de -0,24%. E para o período em que vigorou o regime de câmbio flutuante, a mesma variação cambial de 1% acarretaria uma variação de -0,14% no retorno real da ação da COPEL.

A segunda *dummy* a ser testada, denominada D_{2t} , é referente ao ano de 2002, período em que ocorreu uma grande variação positiva da taxa de câmbio, apesar da economia brasileira estar estabilizada, com controle sobre a inflação, desde 1994 (Plano Real). O fundamento para esse expressivo aumento da taxa de câmbio se deve a alguns fatores, entre eles: a expectativa ruim do mercado com o país em relação ao cumprimento de suas obrigações, isso devido ao déficit em conta corrente acumulado e ao pequeno saldo de reservas internacionais, e a grande incerteza relativa a uma possível mudança das políticas fiscais e monetária defendidas pela mudança de governo. Sobre este último ponto, de acordo com Giambiagi (2005), a alto no risco-país, o aumento da cotação cambial de 68% em seis meses e a alta nas expectativas de inflação foram indicadores que refletiram esse cenário de grande incerteza.

Sendo assim, introduzimos a variável *dummy* D_{2t} de maneira que a variável binária assumo o valor 1 (um) para todos os meses de 2002 e o valor de 0 (zero) para todas as demais observações.

A equação que representa o modelo de regressão linear múltipla é:

$$(4.4) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0 R_t + \beta_2 R_t D_{2t} + \gamma_0 S_t + \gamma_2 S_t D_{2t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_2 S_t^2 D_{2t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{2t} representa a variável binária descrita acima.

Os resultados dessa equação serão mostrados na tabela a seguir:

Tabela 8: Resultado da Estimação (4.4)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	0,82937	0,09710	8,54	0,000
S_t	0,16578	0,25049	0,66	0,509
S_t^2	-0,03079	0,01454	-2,12	0,035
D_{2t}	-2,38538	1,80552	-1,32	0,188
$R_t D_{2t}$	-0,16842	0,23362	-0,72	0,472
$S_t D_{2t}$	0,40074	0,56695	0,71	0,480
$S_t^2 D_{2t}$	-0,11662	0,04361	-2,67	0,008
C	0,43527	0,51683	0,84	0,401
observações	228	DW		1,494903
R^2	0,4743	estatística F		35,45
R^2 Ajustado	0,4575	p-valor (F)		0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

Podemos observar que o indicador R^2 *Ajustado* está explicando 45,75% do modelo estatístico – o que corresponde a uma diminuição do indicador com relação à equação anterior (4.3). Podemos observar que as variáveis R_t , S_t^2 e $S_t^2 D_{2t}$ são significativas para o modelo tendo em vista seus respectivos p-valores de 0,000, 0,035 e 0,008. Sendo assim, a princípio podemos afirmar que a volatilidade cambial de 2002 teve impacto significativo no retorno real das ações da COPEL.

Para obtermos uma análise mais aprofundada, iremos observar o comportamento da *dummy* D_{2t} para os dois períodos. Para o período em que $D_{2t} = 0$, isto é, valores para os anos compreendidos entre 1995 até 2013 (com exceção do ano de 2002), o impacto é mensurado pelo coeficiente de S_t . Já os valores para o ano de 2002 ($D_{2t} = 1$), o impacto é representado pela soma dos coeficientes de S_t e $S_t D_{2t}$. Ao fazer os cálculos, observamos que durante o ano eleitoral (2002), uma variação cambial de 1% resultaria em uma variação de 0,57% no retorno real das ações da COPEL. E, já para os outros períodos, a mesma variação na taxa de câmbio levaria a uma variação de 0,16% no retorno real das ações da empresa.

No passo a seguir iremos testar uma terceira *dummy*, D_{3t} , relativa à variação cambial. Neste caso, essa variável binária assume o valor 1 (um) quando a variação cambial for positiva e assume o valor 0 (zero) para todas as observações onde a variação cambial for negativa. Realizamos esse teste com o objetivo de verificar se a exposição cambial ocorre de forma assimétrica, isto é, se a apreciação (ou depreciação) do Real em relação ao Dólar não resulte em um efeito negativo (ou positivo) no retorno da ação da COPEL.

A seguir está a equação que representa o modelo de regressão linear múltipla e a tabela com os resultados da estimação:

$$(4.5) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_3 D_{3t} + \beta_0 R_t + \beta_3 R_t D_{3t} + \gamma_0 S_t + \gamma_3 S_t D_{3t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_3 S_t^2 D_{3t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{3t} representa a variável binária acima definida.

Tabela 9: Resultado da Estimação (4.5)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	0,96956	0,15931	6,09	0,000
S_t	0,21586	0,27609	0,78	0,435
S_t^2	-0,02464	0,07191	-0,34	0,732
D_{3t}	1,18948	1,18130	1,01	0,315
$R_t D_{3t}$	-0,22605	0,19471	-1,16	0,247
$S_t D_{3t}$	-0,27793	0,36611	-0,76	0,449
$S_t^2 D_{3t}$	-0,00138	0,07287	-0,02	0,985
C	-0,56473	1,01153	-0,56	0,577
observações	228	DW	1,430949	

R^2	0,4605	estatística F	17,86
R^2 Ajustado	0,4432	p-valor (F)	0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

A tabela de resultados acima nos mostra que o indicador R^2 está explicando 46,05% do modelo estatístico. Observamos também que apenas a variável independente do índice IBOVESPA é estatisticamente significativa, dado seu p-valor de 0,000 e seu considerável coeficiente no valor de 0,96956.

Considerando que os coeficientes das variáveis independentes cambiais S_t e $S_t D_{3t}$ apresentaram sinais opostos, iremos realizar o *teste de Wald* para averiguar se os coeficientes estão se anulando, isto é, considerando a hipótese nula de que $\gamma_0 + \gamma_3 = 0$. Após realizarmos os testes, verificamos o p-valor de 0,7129, portanto não rejeitamos a hipótese nula, ou seja, como dito no parágrafo acima, não podemos afirmar que essas variáveis foram relevantes para o retorno da ação da empresa.

Complementando a análise, iremos mensurar o efeito do comportamento da *dummy* D_{3t} para os subperíodos em questão. Assim, em períodos de apreciação da taxa de câmbio, o efeito será mensurado pelo coeficiente da variável independente cambial S_t . E para períodos de depreciação da taxa de câmbio, o efeito será dado pela soma dos coeficientes das variáveis independentes cambiais S_t e $S_t D_{3t}$. Feito o teste, observamos que o coeficiente de exposição cambial foi de 0,21 durante os períodos de apreciação cambial. Já para os períodos em que houve depreciação cambial, o coeficiente de exposição cambial foi de -0,06. Mas, como observado anteriormente, os p-valores de ambos os coeficientes não dão evidência estatística de uma exposição cambial diferenciada pra a COPEL.

Diferentemente dos modelos anteriores, os resultados obtidos neste caso não nos permite atestar a significância das variáveis independentes cambiais no modelo. Em outras palavras, a volatilidade cambial e a exposição cambial, conjuntamente, não foram relevantes para o retorno das ações da empresa.

A seguir, vamos utilizar no modelo estatístico a quarta e última variável *dummy*, D_{4t} , que corresponde ao período da crise econômica global, entre o final 2008 e o começo 2009, e como nesse período de crise, em que houve durante nove meses uma intensa volatilidade cambial, o retorno das ações da COPEL foram afetadas. Sendo assim, a variável binária tem o

valor 1 (um) para as amostras do período de setembro de 2008 até maio de 2009 e o valor 0 (zero) para as demais amostras.

A equação a ser estimada é dada por:

$$(4.6) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_4 D_{4t} + \beta_0 R_t + \beta_4 R_4 D_{4t} + \gamma_0 S_t + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_0 S_t^2 + \mu_4 S_t^2 D_{4t} + \varepsilon_t,$$

onde D_{4t} corresponde a variável binária descrita acima.

Os resultados da equação acima estão apresentados na tabela abaixo:

Tabela 10: Resultado da Estimação (4.6)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	0,85415	0,09938	8,60	0,000
S_t	0,11420	0,25828	0,44	0,659
S_t^2	-0,03913	0,01478	-2,65	0,009
D_{4t}	-3,34490	3,06866	-1,09	0,277
$R_t D_{4t}$	0,56344	0,40013	1,41	0,161
$S_t D_{4t}$	0,59592	0,57912	1,03	0,305
$S_t^2 D_{4t}$	0,05734	0,02645	2,17	0,031
C	0,25140	0,50684	0,50	0,620
observações	228	DW		1,437706
R^2	0,4614	estatística F		47,95
R^2 Ajustado	0,4442	p-valor (F)		0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

Os resultados obtidos nos mostram que as variáveis independentes R_t , S_t^2 e $S_t^2 D_{4t}$ possuem grande significância, com p-valores de 0,000, 0,009 e 0,031, respectivamente. O indicador R^2 está explicando 46,14% do modelo estatístico. Então, podemos concluir que a volatilidade cambial decorrente da crise econômica global afetou, em parte, o retorno real das ações da COPEL.

Adicionalmente, verificamos também que as variáveis independentes cambiais S_t^2 e $S_t^2 D_{4t}$ possuem coeficientes com sinais opostos. Sendo assim, ao efetuarmos o teste de Wald

($\mu_0 + \mu_3 = 0$) observamos que o resultado apresentado (p-valor igual a 0,0228) foi relevante ao nível de significância de 5% e, então, rejeitamos a hipótese nula.

Os resultados que obtemos até aqui nos permite dizer que as variáveis cambiais, à princípio, apresentaram significância no modelo estatístico, isto é, foram relevantes na determinação do retorno real das ações da COPEL no período.

Para atestar essa conclusão, iremos, mais uma vez, estudar o comportamento da *dummy* D_{4t} para os subperíodos analisados, ou seja, para os meses entre setembro de 2008 e maio de 2009 (onde $D_{4t} = 1$) e para as demais observações (onde $D_{4t} = 0$). Assim, para o período entre 1995 e 2013, com exceção dos meses da crise mundial de 2008, o efeito será mensurado pelo coeficiente da variável independente cambial S_t . E para o período de crise, o efeito será dado pela soma dos coeficientes das variáveis independentes cambiais S_t e $S_t D_{4t}$.

Feito o teste, observamos um impacto no valor de 0,11 da taxa de câmbio sobre o retorno real das ações da empresa COPEL para o período que não engloba a crise e um impacto de 0,71 para os valores relativos ao período de crise econômica mundial. Então, podemos dizer que, durante a crise mundial, uma variação cambial de 1% da taxa de câmbio resultaria em uma variação de 0,71% no retorno real da ação da COPEL. Já para as demais observações, o impacto seria menor, pois a mesma variação de 1% da taxa de câmbio iria gerar uma variação de 0,11% no retorno real da ação da empresa.

Até aqui, nosso estudo apontou para a existência de um impacto sobre o retorno real das ações da COPEL resultante das variações cambiais. Em nossos testes econométricos, incluímos *dummies* relacionadas a acontecimentos que influenciaram a volatilidade cambial e, podemos constatar significativa evidência da desvalorização cambial afetando o retorno da ação da empresa. Sendo assim, em nosso próximo passo, com o objetivo de obtermos uma equação que leva em consideração todas as variáveis utilizadas, iremos, inicialmente, englobar em um mesmo modelo todas variáveis e *dummies* utilizadas até o momento.

A próxima equação representa todas as *dummies* e variáveis independentes, agrupadas, utilizadas no estudo.

A equação é dada por:

$$(4.7) \quad r_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i D_{it} + \beta_0 R_t + \sum_i \beta_i R_t D_{it} + \gamma_0 S_t + \sum_i \gamma_i S_t D_{it} + \mu_0 S_t^2 + \sum_i \mu_i S_t^2 D_{it} + \varepsilon_t,$$

Os resultados da equação acima estão apresentados na tabela a seguir:

Tabela 11: Resultado da Estimação (4.7)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	1,24410	0,14333	8,68	0,000
S_t	0,07153	5,81332	0,01	0,990
S_t^2	0,09321	0,95747	0,10	0,923
D_{1t}	2,62231	3,69272	0,71	0,478
D_{2t}	-3,04268	2,00571	-1,52	0,131
D_{3t}	0,35005	1,16896	0,30	0,765
D_{4t}	-3,98350	3,34424	-1,19	0,235
$R_t D_{1t}$	-0,64238	0,15700	-4,09	0,000
$R_t D_{2t}$	0,21828	0,36078	0,61	0,546
$R_t D_{3t}$	-0,12549	0,14923	-0,84	0,401
$R_t D_{4t}$	0,92083	0,45193	2,04	0,043
$S_t D_{1t}$	0,00180	5,82728	0,00	1,000
$S_t D_{2t}$	0,70771	0,58812	1,20	0,230
$S_t D_{3t}$	-0,31436	0,36342	-0,87	0,388
$S_t D_{4t}$	0,86371	0,57843	1,49	0,137
$S_t^2 D_{1t}$	-0,10500	0,95494	-0,11	0,913
$S_t^2 D_{2t}$	-0,12226	0,04626	-2,64	0,009
$S_t^2 D_{3t}$	-0,00394	0,07925	-0,05	0,960
$S_t^2 D_{4t}$	0,03621	0,03140	1,15	0,250
C	-1,77192	3,64276	-0,49	0,627
observações	228	DW		1,456712
R^2	0,5408	estatística F		30,16
R^2 Ajustado	0,4986	p-valor (F)		0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

Podemos observar que as variáveis independentes R_t , $R_t D_{1t}$, $R_t D_{4t}$ e $S_t^2 D_{2t}$ são muito relevantes ao nível de 5% de significância, dado seus respectivos p-valores de 0,000, 0,000, 0,043 e 0,009. Por outro lado, a tabela acima nos mostra que, quando analisamos as variáveis

individualmente, grande parte delas não é significativa para o modelo. Sendo assim, devemos realizar um *teste de Wald* com todas as variáveis conjuntamente para verificarmos a significância das variâncias em conjunto para o modelo. O resultado obtido foi um p-valor igual a 0,0000 e, portanto, não rejeitamos a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis independentes se anulam.

Já que a maior parte das variáveis apresentadas na tabela acima se mostrou com pouca relevância, iremos excluir as variáveis menos significantes (aquelas com p-valor maior do que 0,40), para que estas variáveis independentes não influenciem negativamente o resultado do modelo. No entanto, apesar do p-valor de 0,627, não iremos excluir a constante (C), isso porque a constante depende da taxa de retorno de um ativo livre de risco; por isso resolvemos não omiti-la da equação. Sendo assim, iremos criar uma equação mantendo apenas as variáveis mais relevantes da última equação (4.7).

A equação a ser estimada é dada equação é dada por:

$$(4.8) \quad r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_4 D_{4t} + \beta_1 R_t D_{1t} + \beta_4 R_t D_{4t} + \gamma_2 S_t D_{2t} + \gamma_3 S_t D_{3t} + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_2 S_t^2 D_{2t} + \mu_4 S_t^2 D_{4t} + \varepsilon_t,$$

Os resultados da equação acima estão apresentados na tabela abaixo:

Tabela 12: Resultado da Estimação (4.8)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	1,15788	0,12264	9,44	0,000
D_{2t}	-2,51847	1,82519	-1,38	0,169
D_{4t}	-3,68410	3,10818	-1,19	0,237
$R_t D_{1t}$	-0,66022	0,16081	-4,11	0,000
$R_t D_{4t}$	1,02067	0,40322	2,53	0,012
$S_t D_{2t}$	0,51572	0,51130	1,01	0,314
$S_t D_{3t}$	-0,40354	0,14305	-2,82	0,005
$S_t D_{4t}$	0,97818	0,51277	1,91	0,058
$S_t^2 D_{2t}$	-0,12109	0,04453	-2,72	0,007
$S_t^2 D_{4t}$	0,03420	0,02271	1,51	0,134
C	0,51633	0,49767	1,04	0,301

observações	228	DW	1,437393
R^2	0,5246	estatística F	46,19
R^2 Ajustado	0,5026	p-valor (F)	0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

A tabela com os resultados da estimação nos mostra que o indicador R^2 está explicando 52,46% do modelo estatístico. Além disso, grande parte das variáveis independentes do modelo – R_t , $R_t D_{2t}$, $R_t D_{4t}$, $S_t D_{3t}$, $S_t D_{4t}$ e $S_t^2 D_{2t}$ - são altamente significantes (individualmente), dado os seus respectivos p-valores de 0,000, 0,000, 0,012, 0,005, 0,058 e 0,007.

Para obtermos um modelo mais parcimonioso, iremos excluir as quatro variáveis com os maiores p-valores, que neste caso são: D_{2t} , D_{4t} , $S_t D_{2t}$ e $S_t^2 D_{4t}$. Sendo assim, iremos criar outra equação tendo somente as variáveis mais relevantes da equação acima (4.8).

Assim, a equação a ser estimada é dada por:

$$(4.9) \quad r_t = \alpha_0 + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t D_{1t} + \beta_4 R_t D_{4t} + \gamma_3 S_t D_{3t} + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_2 S_t^2 D_{2t} + \varepsilon_t,$$

Os resultados da equação acima estão apresentados na tabela abaixo:

Tabela 13: Resultado da Estimação (4.9)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_t	1,15926	0,12068	9,61	0,000
$R_t D_{1t}$	-0,66626	0,15808	-4,21	0,000
$R_t D_{4t}$	0,68694	0,27719	2,48	0,014
$S_t D_{3t}$	-0,37262	0,14335	-2,60	0,010
$S_t D_{4t}$	0,79981	0,44167	1,81	0,072
$S_t^2 D_{2t}$	-0,10445	0,02560	-4,08	0,000
C	0,36113	0,47241	0,76	0,445

observações	228	DW	1,453384
R^2	0,5185	estatística F	47,58
R^2 Ajustado	0,5053	p-valor (F)	0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

A tabela acima nos mostra que todas as variáveis são relevantes ao nível de 10% de significância. Ademais, houve uma pequena melhora no R^2 Ajustado (se comparado com o indicador da equação 4.8), que agora explica 50,53% do modelo estatístico.

Por fim, podemos supor que haja um problema de endogeneidade no nosso modelo, isto é, pode haver uma situação na qual uma variável explicativa (neste caso, a variável é o R_t) esteja correlacionada com o erro estocástico. Isto, porque a COPEL faz parte do IBOVESPA, então, visando evitar este problema de endogeneidade, vamos usar o índice FGV-100 em que a empresa estudada não está presente. Sendo assim, em nossa última regressão, iremos refazer a equação anterior (4.9) substituindo o índice IBOVESPA pelo índice FGV-100, com o objetivo de deixar o modelo mais robusto. Utilizaremos o índice de mercado FGV-100, porque o índice é composto pelas cem maiores empresas privadas do país e, sendo assim, a empresa COPEL não está incluída.

Neste caso, a equação que corresponde o modelo de regressão linear é:

$$(4.10) \quad R_{ft} = \alpha_0 + \beta_0 R_{ft} + \beta_1 R_{ft} D_{1t} + \beta_4 R_{ft} D_{4t} + \gamma_3 S_t D_{3t} + \gamma_4 S_t D_{4t} + \mu_2 S_t^2 D_{2t} + \varepsilon_t,$$

onde R_{ft} corresponde ao índice FGV-100.

Os resultados da equação acima estão apresentados na tabela abaixo:

Tabela 14: Resultado da Estimação (4.10)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão*	Estatística t	p-valor
R_{ft}	0,34024	0,15310	2,22	0,027
$R_{ft}D_{1t}$	0,58459	0,12696	2,57	0,017
$R_{ft}D_{4t}$	0,78558	0,28095	2,80	0,006
$S_t D_{3t}$	-0,46604	0,23126	-2,02	0,045
$S_t D_{4t}$	0,69893	0,42236	1,65	0,099
$S_t^2 D_{2t}$	-0,12649	0,03229	-3,92	0,000
C	0,66453	0,65774	1,01	0,313
observações	228	DW		1,601604

R^2	0,1525	estatística F	49,59
R^2 Ajustado	0,1333	p-valor (F)	0,00

*Calculado com a correção de Newey-West

Podemos ver que o indicador R^2 está explicando apenas 15,25% do modelo estatístico. Os resultados mostram que todas as variáveis – $R_{f,t}$, $R_{f,t}D_{2t}$, $R_{f,t}D_{4t}$, S_tD_{3t} , S_tD_{4t} e $S_t^2D_{2t}$ – são altamente relevantes para o modelo, dado seus respectivos p-valores de 0,027, 0,017, 0,006, 0,045, 0,099 e 0,000.

Na tabela abaixo, comparamos os coeficientes das equações 4.9, em que utilizamos o índice IBOVESPA, e 4.10, em que usamos o índice FGV-100. Podemos observar que houve algumas alterações nos coeficientes das variáveis explicativas, com certas variações em seus p-valores.

Tabela 15: Comparativo dos Coeficientes das Regressões (4.9) e (4.10)

Regressão com IBOVESPA			Regressão com FGV-100	
Variável	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
R_t	1,15926	0,000	0,34024	0,027
R_tD_{1t}	-0,66626	0,000	0,58459	0,017
R_tD_{4t}	0,68694	0,014	0,78558	0,006
S_tD_{3t}	-0,37262	0,010	-0,46604	0,045
S_tD_{4t}	0,79981	0,072	0,69893	0,099
$S_t^2D_{2t}$	-0,10445	0,000	-0,12649	0,000
C	0,36113	0,445	0,66453	0,313

Fonte: Elaboração do autor.

Diante do quadro comparativo podemos observar que as diferenças mais significativas entre os dois modelos de regressão ocorreram nos coeficientes do retorno real da ação. Quando usamos o índice IBOVESPA, obtivemos um impacto maior no retorno real da ação da COPEL em períodos de maior volatilidade cambial, isto é, a empresa apresentou uma relevante exposição cambial. Já quando utilizamos o índice FGV-100, o impacto foi menor. Além disso, os p-valores da regressão com o IBOVESPA são mais relevantes do que os p-valores da regressão com FGV-100.

A análise econométrica realizada neste capítulo, com utilização de diferentes cenários e hipóteses, nos permitiu observar que a variação cambial, decorrente de períodos de instabilidade e incerteza, influencia no retorno real das ações da empresa COPEL.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho estudou a relação entre as variações na taxa de câmbio e o comportamento do retorno real das ações da empresa COPEL, no período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 2013. Primeiro, descrevemos a metodologia utilizada no trabalho e, depois, realizamos vários testes econométricos com o objetivo de obtermos um suporte empírico para nossa análise. Nesse sentido, ampliamos o modelo inicial, incluindo variáveis *dummy*, que correspondem a fatos importantes que podem ter impactado na variação cambial.

Os resultados obtidos nos deram evidências de que a COPEL é afetada pela exposição cambial. Os resultados indicaram exposição cambial em três momentos distintos: na mudança de regime cambial em 1999, durante a eleição presidencial de 2002 e durante a crise econômica de 2008.

Uma importante variável independente no estudo foi o índice IBOVESPA, que foi significativo em todas as regressões. Como um teste de robustez, substituímos essa variável (que considera ações da COPEL em sua composição) pelo índice FGV-100 (que não considera ações da COPEL em sua composição), isto porque poderia haver um problema de endogeneidade, isto é, poderia haver correlação da variável independente IBOVESPA com o erro estocástico. Sendo assim, os resultados mostraram uma exposição cambial mais significativa para a empresa COPEL quando utilizamos o índice IBOVESPA. Ao substituímos pelo índice FGV-100, obtemos resultados que apontam para uma exposição cambial numericamente menor.

Em conclusão, os resultados encontrados nesta análise sugerem que o retorno real das ações da COPEL é afetado pela oscilação cambial, isto é, existem fatores de risco (derivados das variações cambiais) que podem impactar as ações da empresa. Por exemplo, os resultados obtidos na Tabela 15 indicam que uma variação cambial de 1% durante o ano de 2002 gerou uma queda de 0,10% no retorno real da ação da COPEL e, que uma variação da taxa de câmbio de 1% durante a crise de 2008 impactou em 0,79% no retorno real da ação da empresa em questão.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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.
- DE JONG, Abe; LIGTERINK, Jeroen e MACRAE, Victor. 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.
- DOMINGUEZ, Kathryn M. E. e TESAR, Linda L. Exchange rate exposure. *Journal of International Economics*, v. 68, n. 1, p. 188-218, 2006.
- GIAMBIAGI, Fabio e VILLELA, André. *Economia Brasileira Contemporânea*. São Paulo: Elsevier, 2^a.ed., 2005.
- JORION, Phillipe. The exchange-rate exposure of U.S. multinationals. *Journal of Business*, v. 63, n. 3, p. 331-345, 1990.
- MULLER, Aline e VERSCHOOR, Willem 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, 2006.
- 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.
- NYDAHL, Stefan. 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) - Ibmecc, Rio de Janeiro, 2011.