

Estimando a Exposição Cambial de Empresas da Bovespa¹

Guilherme Aleixo Tavares²
Hsia Hua Sheng³

Abril de 2007

Resumo

Neste artigo são estimados coeficientes de sensibilidade ao câmbio de 39 ações listadas na Bovespa, utilizando-se um APT de dois fatores e a técnica econométrica ITNSURE (*Iterative Non-Linear Seemingly Unrelated Regression Estimators*) de McElroy e Burmeister (1988). A metodologia proposta apresenta vantagens em relação às técnicas tradicionalmente utilizadas pela literatura, como estimadores mais eficientes. A maioria das empresas (23) apresentou exposição significativa ao câmbio e dentre essas, apenas 6 são favorecidas por desvalorizações cambiais. A obtenção de coeficientes de exposição pode auxiliar os gestores na prática, cada vez mais comum, de gerenciamento de riscos em empresas não-financeiras.

Palavras-Chave: Risco Cambial, Gerenciamento de Risco, Apreçamento de Ativos, ITNSURE, Finanças Corporativas.

Abstract

In this paper we estimate exchange rate exposure coefficients for 39 stocks from Bovespa Stock Exchange, using a 2 factor APT model and the econometric technique ITNSURE (*Iterative Non-Linear Seemingly Unrelated Regression Estimators*) from McElroy and Burmeister (1988). The proposed methodology has advantages comparing to the traditional ones used by the literature, like the lower standard error of the estimators. The most of the companies (23) shows a significant exchange rate exposure and among these, only 6 are favored by devaluations of the BRL. The obtained coefficients can help managers in the practice of risk management in non-financial organizations.

Key-Words: Exchange Rate Risk, Risk Management, Asset Pricing, ITNSURE, Corporate Finance.

¹ Agradecemos os comentários de Rodrigo De Losso e o auxílio de Simone Kabata na pesquisa.

² Mestre em Economia pela EESP/FGV e consultor da MAPS Risk Management. guilherme@maps.com.br

³ FGV-EAESP e gerente sênior da MAPS Risk Management. hsiasheng@fgvsp.br

INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo é estimar a sensibilidade dos preços das ações no Brasil a variações na taxa de câmbio, utilizando uma metodologia econométrica que apresenta maior poder explicativo em relação às tradicionais. O método adotado é o ITNSURE, de McElroy e Burmeister (1988), que estima conjuntamente os coeficientes (betas) e os prêmios de risco dos fatores (gamas) das equações de apreçamento, de maneira a minimizar problemas de variância elevada dos estimadores.

A taxa de câmbio é um dos fatores de risco que mais influencia os resultados das empresas. Geralmente, afirma-se que as exportadoras são afetadas positivamente pelo câmbio e que as importadoras (ou endividadas em dólar) são afetadas negativamente por desvalorizações do R\$/US\$. Porém, as exportadoras podem apresentar ativos no exterior que diversifiquem sua exposição, ou ainda, depender de insumos importados atrelados ao dólar. Neste caso, seu coeficiente de sensibilidade ao dólar não será tão elevado.

Pritamani, Shome e Singal (2004) encontram coeficientes de exposição ao câmbio significantes e positivos para importadoras dos EUA e coeficientes significantes e negativos para exportadoras, utilizando uma amostra de firmas do índice S&P. Dominguez e Tesar (2001a) mostram que uma parcela relevante de empresas e setores apresentam exposição significativa ao câmbio, tanto negativa quanto positiva, em estudo abrangendo 8 países.

A metodologia usualmente utilizada pela literatura⁴ é regressir um “CAPM modificado”, em que o retorno das ações é explicado por dois componentes: a variação da taxa de câmbio e uma carteira representativa de mercado. O objetivo, no entanto, é apenas encontrar uma relação linear entre o retorno do ativo e a carteira de mercado, adicionando ao modelo um segundo componente explicativo (como variação cambial ou variação do juro), sem preocupações acerca dos pressupostos de equilíbrio do CAPM (Smithson e Simkins, 2005).

A proposição deste artigo é apresentar uma nova metodologia, fundamentada em um modelo de apreçamento. O modelo escolhido é o APT (Arbitrage Pricing Theory) de dois fatores, que apresenta pressupostos mais flexíveis que o CAPM e ao mesmo tempo permite adicionar uma segunda variável explicativa para o retorno dos ativos, neste caso, a variação da taxa de câmbio. A diferença em relação ao “CAPM modificado” é a inclusão do ativo livre de risco, bem como a suposição de que os interceptos são iguais a zero nas equações de apreçamento.

Além disso, a estimação pelo método ITNSURE (*Iterative Non-Linear Seemingly Unrelated Regression Estimators*) apresenta vantagens econométricas em relação à estimação em dois estágios proposta por Fama e Macbeth (1973). Por ser feita em um único estágio, gera estimadores mais eficientes do que o método de dois estágios, sem perda de consistência. Ou seja, o método, também aplicado por Schor, Bonomo e Pereira (2002), resulta em maior número de coeficientes significantes.

Os resultados foram obtidos tanto para as empresas individuais quanto para carteiras sintéticas de exportadoras e importadoras. Das 39 ações da amostra, 23 apresentaram coeficientes de exposição cambial significantes. Destas, apenas 6 ações são afetadas positivamente por desvalorizações do R\$/US\$. Os resultados são consistentes com o perfil

⁴ Ver Pritamani, Shome e Singal (2003), Dominguez e Tesar (2001a), Bodnar e Wong (2000), Pantzalis, Simkins e Laux (2002) e Dominguez e Tesar (2001b).

de vendas da empresa; aquelas que apresentam coeficientes positivos tendem a obter acima de 40% de sua receita total via exportações. Ou seja, o destino das vendas da empresa pode ser um indicador de exposição cambial.

A crescente penetração de empresas brasileiras em mercados externos exige cada vez mais a prática de gerenciamento e controle de riscos. Nesse sentido, a obtenção de coeficientes de exposição cambial pode auxiliar os gestores das empresas a tomar decisões mais eficientes de hedge cambial, bem como de alocação de ativos/passivos fora do país. A sensibilidade das empresas ao câmbio interessa também aos acionistas, pois alterações na taxa de câmbio afetam a sua riqueza investida em ações.

Considerando-se que um coeficiente de exposição cambial mais elevado implica em maior risco para a empresa, de que maneira este risco pode ser reduzido? A utilização de derivativos de câmbio contribui para redução dos coeficientes? Alguns estudos⁵ afirmam que sim, como o de Kim, Mathur e Nam (2004), que avalia o impacto do gerenciamento de risco na exposição cambial de 424 empresas. Deve-se ter em mente, contudo, que o gerenciamento de risco não contempla apenas a utilização de derivativos, mas também a alocação eficiente de dívidas em indexadores, bem como gestão financeira de fluxo de caixa⁶.

Na seção 1, será apresentado o modelo de apreçamento utilizado, o APT de dois fatores. A segunda seção descreve a metodologia econométrica, bem como suas vantagens em relação às técnicas tradicionalmente aplicadas. A seção 3 mostra as séries financeiras adotadas nas regressões e a seção 4 apresenta os resultados do modelo. Por fim, a seção 5 conclui e sugere aplicações dos resultados na prática de gerenciamento de risco das empresas.

1. MODELO FATORIAL

Apesar dos pressupostos distintos, o CAPM (Capital Asset Pricing Model) e o APT (Arbitrage Pricing Theory) são modelos com uma estrutura linear do tipo:

$$E(r_i) = R_f + \beta_{i1}PR_1 + \beta_{i2}PR_2 + \dots + \beta_{ij}PR_j + \dots + \beta_{iJ}PR_J$$

em que

$E(r_i)$ é o retorno do ativo j ;

R_f é o retorno do ativo livre de risco;

β_{ji} é a sensibilidade do retorno do ativo i ao fator j ;

PR_j é o prêmio de risco do fator j . Para a carteira de mercado, $PR_M = E(r_M) - R_f$

No caso específico do CAPM, o fator de risco será único, dado pelo excedente de retorno da carteira de mercado sobre um ativo livre de risco. O modelo de Sharpe-Lintner assume que, em equilíbrio, somente o risco de mercado será relevante para explicar o

⁵ Ver também Allayannis, Ihrig e Weston (2001) e Carter, Pantzalis e Simkins (2004).

⁶ Tavares e Sheng (2007) discutem com mais detalhes métricas e aplicações de gerenciamento de risco em empresas não-financeiras.

retorno dos ativos. Porém, na prática, a ausência de alguns dos pressupostos do CAPM, como carteira de mercado eficiente/diversificada⁷, pode levar à existência de mais de um fator significativo no modelo.

Neste contexto, dados os objetivos deste artigo, o fator adicional utilizado para explicar o retorno das ações será a variação da taxa de câmbio. Assim, as regressões serão baseadas em um APT de 2 fatores. O APT de Ross (1977) é derivado teoricamente de uma estrutura mais flexível que o CAPM, pois não necessita de hipóteses sobre a distribuição de retornos dos ativos, nem sobre a função de utilidade dos indivíduos. Além disso, o APT não se baseia em pressupostos acerca da carteira de mercado.

O segundo fator utilizado no modelo, a variação da taxa de câmbio, funcionará como um componente adicional na explicação do retorno dos ativos. E o primeiro fator, dado pelo retorno excedente da carteira de mercado, pode ser interpretado como uma variável de controle, que auxilia na obtenção de coeficientes não viesados para o fator câmbio.

2. METODOLOGIA ECONOMETRICA

Seguindo Campbell, Lo e MacKinlay (1997), será descrito nesta seção o procedimento para estimação do seguinte modelo fatorial linear irrestrito, com K fatores:

$$(1) R_t = a + Bf_t + \varepsilon_t$$

onde,

R_t é um vetor (N x 1) de retornos para N ações.

f_t é o fator de risco (K x 1) comum a todas as ações.

B é um vetor (N x K) de Betas

a é um vetor de interceptos da regressão

$$E[\varepsilon_t] = 0$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$$

$$E[f_t] = \mu_f, \quad Cov[f_t, \varepsilon_t'] = 0$$

Os estimadores de Máxima Verossimilhança de (1) serão dados por \hat{a} , \hat{B} e $\hat{\Sigma}$.

Sendo,

$$\hat{a} = \hat{\mu} - \hat{B} \hat{\mu}_f$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t \quad \text{e} \quad \hat{\mu}_f = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f_t$$

A esperança não-condicional de (1) será:

⁷ Roll (1977) critica o modelo CAPM, afirmando que a inexistência de uma carteira de mercado eficiente impossibilita a verificação empírica do modelo de apreçamento.

$$(2) \mu = a + B\mu_f$$

Este é o retorno esperado das ações, na ausência de choques. Igualando a equação de Ross (1976), $\mu = \iota\gamma_0 + B\lambda_K$ a (2), estamos condicionando o modelo fatorial à teoria de ausência de arbitragem de Ross. Temos:

$$(3) a = \iota\gamma_0 + B(\lambda_K - \mu_f)$$

ι é um vetor de uns. γ_0 é o retorno do ativo livre de risco, enquanto que λ_K é o vetor de prêmio de risco dos fatores. Definindo γ_1 como sendo $\lambda_K - \mu_f$, podemos substituir (3) em (1). Esta imposição da condição de não-arbitragem nos leva ao modelo irrestrito:

$$(4) R_t = \iota\gamma_0 + B\gamma_1 + Bf_t + \varepsilon_t$$

$$R_t - \iota\gamma_0 = B(\gamma_1 + f_t) + \varepsilon_t$$

Que deve ser estimado por um sistema de equações não-lineares. Os estimadores são dados por:

$$(5) \hat{B}^* = \left[\sum_{t=1}^T (R_t - \iota\hat{\gamma}_0)(f_t + \hat{\gamma}_1)' \right] \cdot \left[\sum_{t=1}^T (f_t + \hat{\gamma}_1)(f_t + \hat{\gamma}_1)' \right]^{-1}$$

$$(6) \hat{\Sigma}^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(R_t - \iota\hat{\gamma}_0) - \hat{B}^*(f_t + \hat{\gamma}_1)] \cdot [(R_t - \iota\hat{\gamma}_0) - \hat{B}^*(f_t + \hat{\gamma}_1)]'$$

$$(7) \hat{\gamma}^* = [X^* \hat{\Sigma}^{*-1} X^*]^{-1} [X^* \hat{\Sigma}^{*-1} (\mu - \hat{B}^* \mu_f)]$$

Onde * indica variável associada ao modelo restrito. Além disso,

$$X^* \equiv [\iota \hat{B}^*]$$

$$\gamma^* \equiv [\gamma_0 \gamma_1]'$$

$\hat{\Sigma}^*$ é a matriz de variância-covariância dos resíduos

Os estimadores do modelo restrito são obtidos pela iteração entre (5), (6) e (7). Utilizamos ainda a opção no E-views de iteração simultânea de coeficientes e matriz de

covariância para obter as estimativas. Os \hat{B} e $\hat{\Sigma}$ estimados no modelo irrestrito podem ser utilizados como valores iniciais para B e Σ em (7).

Existem duas maneiras alternativas para estimar os coeficientes deste modelo⁸. A primeira metodologia desenvolvida foi a de Dois Estágios de Fama e Macbeth (1973). O procedimento consiste em dois passos: primeiramente, estima-se os betas individuais das ações, via regressão de série temporal. Em seguida, regride-se os retornos excedentes médios dos ativos contra os betas obtidos, via *cross section*, para obter uma estimativa do prêmio de risco de mercado ($\hat{\gamma}$). Esse procedimento traz um problema de eficiência: o regressor do segundo estágio é não determinístico, pois cada $\hat{\beta}_i$ traz consigo uma variância (erro padrão do estimador). Por isso, a estimativa do prêmio de risco de mercado ($\hat{\gamma}$) embute uma variância elevada.

A segunda maneira de estimar os coeficientes, adotada neste artigo, é o ITNSURE (*Iterative Non-Linear Seemingly Unrelated Regression Estimators*) de McElroy e Burmeister (1988). Esta metodologia econométrica resolve o problema anterior de variância dos betas, ao estimar tanto os betas quanto o prêmio de risco de mercado simultaneamente, em um sistema único de equações multivariadas. Em termos gerais, o método escolhe os parâmetros β_i e γ que minimizam uma função dos resíduos através de uma procura iterativa entre valores possíveis de β_i e γ . Outra vantagem do ITNSURE é que não requer a hipótese de normalidade dos resíduos⁹. O método também foi utilizado por Schor, Bonomo e Pereira (2002), na estimação de um APT com fatores macroeconômicos para o Brasil.

3. DADOS

Esta seção apresenta as séries financeiras utilizadas no modelo. Para todas elas a periodicidade das observações é mensal, tomando-se a cotação de fechamento do mês. A amostra compreende de fevereiro de 1999 a fevereiro de 2007. As séries das Ações, Taxa de Câmbio e Taxa Livre de Risco foram extraídas da Economática, enquanto que o índice MSCI Brazil foi coletado da BLOOMBERG.

Ações

Foram utilizadas 39 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, de diversos setores. Foi dada preferência para ações que atualmente estão listadas no índice Ibovespa, desde que em janeiro de 1999 já estavam sendo negociadas. No entanto, foram selecionadas algumas ações não pertencentes ao índice, com base no critério de diversificação de setores. O procedimento para calcular os retornos contínuos das ações é dado pelo logaritmo da variação de preços:

⁸ A descrição detalhada dos modelos está descrita no Apêndice.

⁹ No entanto, se os resíduos forem normais, as estimativas serão as mesmas que as obtidas por máxima verossimilhança.

$$R_{j,t} = \ln \left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}} \right)$$

Carteira de Mercado

O índice MSCI Brazil possui algumas vantagens metodológicas em relação a outros índices de mercado existentes no Brasil. O Ibovespa, índice mais conhecido, apresenta um problema: a ponderação por volume negociado gera um índice concentrado em poucas empresas e setores. O índice IBX também é afetado pelo mesmo problema, apesar do critério de ponderação ser o valor de mercado das empresas. Como as empresas mais negociadas/valiosas em bolsa tendem a apresentar uma exposição maior à taxa de câmbio, os coeficientes encontrados para o fator câmbio serão viesados.

Neste contexto, conforme Pritamani, Shome e Singal (2004), para evitar esse tipo de viés, idealmente o “índice de mercado deve controlar somente pelos fatores macroeconômicos e não ter exposição ao câmbio significativa”. Nessa direção, a metodologia do índice MSCI Brazil, divulgado pelo Morgan Stanley, é aquela que reúne mais vantagens:

- A correlação do MSCI com a taxa de câmbio é a menor dentre os índices, de -0.49 . O Ibovespa tem correlação de -0.60 com a taxa de câmbio.
- As ações que fazem parte da carteira do MSCI são ponderadas pelo valor de mercado do *free-float* das companhias, ou seja, pelo valor efetivamente negociado em bolsa e à disposição de investidores minoritários.
- A carteira do MSCI tem como meta incluir empresas que representem 85% do valor de mercado do *free-float* de cada setor. Essa característica evita o problema de viés em direção a 1 dos betas de empresas situadas em setores bastante representativos, como o de telecomunicações.
- O MSCI exclui a participação concomitante de holdings e controladas de um mesmo grupo empresarial que representem o mesmo ativo.

Taxa de Câmbio

A taxa de câmbio utilizada é a PTAX e a variação mensal da taxa de câmbio também foi tomada em seu logaritmo. A literatura¹⁰ alerta para o fato de que a taxa de câmbio utilizada nas regressões pode não representar a verdadeira exposição das empresas. Isto é, a empresa pode exportar para a Europa ou América Latina e portanto, apresentar exposição em outras moedas além do dólar norte-americano. Porém, mesmo que a maior parte das exportações brasileiras não sejam direcionadas para os EUA, é comum que os produtos importados e exportados sejam cotados em dólar, independente do país.

Taxa Livre de Risco

¹⁰ Dominguez e Tesar (2001) afirmam que adotar uma taxa de câmbio ponderando pelo valor das vendas pode prejudicar o poder explicativo do coeficiente de exposição das firmas que não se identificam com a ponderação da taxa de câmbio.

A série utilizada como proxy do ativo “livre de risco” é o CDI diário. As taxas foram convertidas para retornos contínuos conforme a seguinte fórmula:

$$r_t = \ln(1 + i_t)$$

em que i_t é o retorno discreto da taxa.

De fato, o CDI não é uma taxa livre de risco, pois embute o risco de crédito do Tesouro Nacional. No entanto, dada a necessidade de uma proxy em Reais, pois todas as outras séries utilizadas são em Reais, optou-se pelo CDI. O Treasury norte-americano, apesar de ser considerado “livre de risco”, não é o ideal para o nosso propósito. A conversão da série de retornos para R\$ embute ruídos acentuados em alguns períodos, além de introduzir viés no coeficiente do segundo fator do modelo APT, o fator câmbio.

Carteira Sintética de Exportadores e Importadores

Foram criadas duas carteiras de ações, uma contendo somente ações de “exportadoras” e a outra composta por “importadoras”. Exportadoras são empresas que têm pelo menos 40% de sua receita total no exterior e as importadoras têm abaixo de 40% de sua receita total proveniente de vendas no exterior. Pritamani, Shome e Singal (2004) também adotaram este mesmo critério para separar exportadoras de importadoras, embora considerem o valor 50% para delimitar os grupos.

Os dados foram extraídos do resultado anual de 2006 das empresas. Por este critério, as exportadoras são: Vale do Rio Doce, Aracruz, Petrobrás, Embraer, Weg e Sadia. A Ambev também teve mais de 40% de suas vendas fora do Brasil, devido aos seus ativos no exterior. No entanto, como aquisição destes ativos é recente, ela foi classificada como importadora. O peso dado para cada ação na carteira é o mesmo para todas.

4. RESULTADOS

A estimação do modelo de apreçamento se baseou no método ITNSURE de McElroy e Burmeister (1988). Considerou-se a hipótese de que as ações não apresentam retornos anormais, ou seja, o intercepto das equações é igual a zero e o APT é um modelo válido. Assim, as 39 equações foram regredidas simultaneamente. De (4), temos:

$$R_{it} - \gamma_{0t} = \sum_{j=1}^2 B_{ij} \gamma_j + \sum_{j=1}^2 B_{ij} f_{jt} + \varepsilon_t$$

Para $i = 1, \dots, 39$ e $t = 1, \dots, T$. j representa cada fator de risco, portanto j será igual a 2 para o APT de 2 fatores. Portanto, teremos 39 coeficientes de sensibilidade das ações à carteira de mercado e 39 coeficientes de sensibilidade ao fator câmbio. Os primeiros podem ser visualizados no Apêndice A.2, enquanto que os segundos estão expostos na Tabela (1) abaixo. O índice representativo de mercado escolhido foi o MSCI Brazil, pelas vantagens apresentadas, porém são mostrados também os resultados com o Ibovespa, para efeitos de comparação:

Tabela (1) : Coeficientes de Exposição Cambial

Ações	MSCI BR		IBOVESPA	
		p-valor		p-valor
Acesita	-0.56 *	0.01	-0.30	0.18
Ambev	0.05	0.70	0.16	0.29
Arcelor	0.28	0.24	0.44	0.09
Aracruz	0.70 *	0.00	0.83 *	0.00
Banco do Brasil	-0.56 *	0.00	-0.29	0.11
Bradesco	-0.43 *	0.00	-0.27	0.11
Braskem	-0.60 *	0.01	-0.38	0.15
Brasil Telecom	-0.30	0.11	0.07	0.69
Cesp	-0.67 *	0.05	-0.27	0.46
Comgás	-0.22	0.34	0.10	0.67
Celesc	-0.35 *	0.03	-0.11	0.55
Cemig	-0.74 *	0.00	-0.55 *	0.00
Copel	-0.84 *	0.00	-0.60 *	0.00
Souza Cruz	0.31 *	0.05	0.45 *	0.01
Cia. Siderúrgica Nacional	-0.19	0.37	0.06	0.81
Embratel	-1.11 *	0.00	-0.50	0.17
Eletrobrás	-0.87 *	0.00	-0.68 *	0.00
Embraer	0.51	0.08	0.75 *	0.02
Gerdau	-0.19	0.26	0.09	0.61
Metalúrgica Gerdau	-0.13	0.43	0.12	0.52
Banco Itaú	-0.33 *	0.00	-0.17	0.20
Itausa	-0.16	0.13	0.04	0.77
Klabin	-0.32	0.13	-0.14	0.53
Net	-1.45 *	0.00	-0.88	0.05
Pão de Açúcar	0.13	0.39	0.39 *	0.02
Petrobrás	-0.21	0.06	-0.04	0.76
Petróleo Ipiranga	-0.81 *	0.00	-0.68 *	0.00
Sabesp	-0.45 *	0.02	-0.15	0.45
Sadia	0.30 *	0.04	0.52 *	0.00
Suzano	0.19	0.42	0.37	0.14
Tim	-0.03	0.89	0.43 *	0.05
Telesp	-0.32	0.06	-0.12	0.52
Telemar Norte Leste	-0.75 *	0.00	-0.45 *	0.02
Telemig Par.	-0.04	0.86	0.33	0.14
Telemar	-0.66 *	0.00	-0.34 *	0.02
Unibanco	-0.43 *	0.00	-0.13	0.43
Usiminas	-0.54 *	0.01	-0.23	0.34
Vale do Rio Doce	0.76 *	0.00	0.84 *	0.00
Weg	0.37 *	0.01	0.45 *	0.01

* significante a 5%

Conforme esperado, todos os coeficientes de exposição cambial são menores na presença do MSCI Brazil do que utilizando o Ibovespa na regressão. Isto ocorre porque o Ibovespa é um índice ponderado pelo volume de negociação das ações, e portanto, tende a

concentrar sua ponderação em empresas grandes, que frequentemente tem maior exposição cambial. Sendo assim, a adoção do Ibovespa na regressão acaba superestimando os coeficientes do fator câmbio, pois a carteira de mercado como um todo tem uma exposição negativa ao câmbio. Ou então, gera coeficientes de exposição não significantes quando o sinal é negativo ou significantes quando o sinal é positivo. De fato, quanto menor a correlação entre o câmbio e a carteira de mercado, menor será o viés existente no coeficiente da variação cambial¹¹.

O R2 ajustado da maioria das 39 equações aumentou para a regressão de 2 fatores, comparativamente à de 1 fator, sinalizando que o APT é um modelo melhor para explicar o retorno das ações do que o CAPM. Corroborando esta tese, o teste de Wald (Apêndice A.3) de restrição de coeficientes também indica que o fator cambial acrescenta informação relevante para o modelo. Ou seja, rejeitou-se a hipótese nula de que os coeficientes do fator câmbio são conjuntamente iguais a zero.

Com relação aos prêmios dos fatores de risco, ambos os gamas estimados são significantes¹² e positivos, conforme tabela abaixo:

Tabela (2) : Prêmio de Risco dos Fatores

fator	gama	p-valor
MSCI	0.659%	0.000
Câmbio	1.055%	0.002

Para complementar a análise, foram criadas duas carteiras de ações, uma contendo somente ações de “exportadoras” e a outra composta por “importadoras”. Exportadoras são empresas que têm pelo menos 40% de sua receita total no exterior e as importadoras têm abaixo de 40% de sua receita total proveniente de vendas no exterior. Assim, a regressão para as duas carteiras gerou os resultados apresentados na Tabela (3):

Tabela (3) : Coeficientes de Exposição ao Câmbio

	MSCI	IBOV
Exportadoras	0.40 (0.00)	0.53 (0.00)
Importadoras	-0.66 (0.00)	-0.55 (0.00)

Os número em parênteses são os p-valores. Conforme esperado, o coeficiente das exportadoras é positivo, enquanto que o das importadoras é negativo, ambos significantes a 5%. Por exemplo, uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio aumenta 0.4% o valor da carteira de exportadoras. Da mesma maneira que nos resultados para as firmas individuais, os coeficientes de exposição cambial são superestimados quando se utiliza o Ibovespa nas

¹¹ Criou-se uma variável de interação entre MSCI e câmbio para tentar reduzir possível viés nos estimadores, mas os coeficientes desta terceira variável explicativa não se mostraram significantes.

¹² Schor, Bonomo e Pereira (2002) não encontram nenhum fator de risco significantes a 5% para o Brasil, utilizando a mesma técnica econométrica (ITNSURE) em um APT de 6 fatores macroeconômicos.

regressões, no lugar do MSCI. Pritamani, Shome e Singal (2004) também encontram coeficientes superestimados quando regridem uma carteira de mercado *value-weighted*. Utilizando uma carteira de mercado menos correlacionada com o câmbio, os autores obtêm um coeficiente de 0.23 para exportadoras e -0.14 para importadoras, ambos significantes a 10%. As empresas da amostra pertencem ao S&P 500.

O fato de uma ação ter exposição ao câmbio implica necessariamente em exposição dos lucros da empresa ao câmbio? Embora existam muitas explicações para a conexão entre taxa de câmbio e rentabilidade das empresas, o link entre taxa de câmbio e preço de uma ação é menos direta (Dominguez e Tesar, 2001b). A teoria de finanças prediz que o preço de uma ação é função dos fluxos de caixa futuros trazidos a valor presente. Dado que variações na taxa de câmbio afetam os fluxos de caixa da firma, então pode-se afirmar que a oscilação cambial afeta a cotação das ações. Embora o câmbio tenha influência secundária no valor intrínseco da empresa, no curto prazo a variação cambial provoca volatilidade nos fluxos de caixa. Este risco deve ser remunerado por um retorno mais atrativo das ações, conforme modelos de apreçamento.

Por fim, é válido ressaltar que, além da receita bruta, existem outros tipos de exposição cambial nas empresas, como endividamento e custos. Porém, pode-se afirmar que a receita com vendas é uma das mais relevantes, conforme coeficientes obtidos. De fato, dentre as ações incluídas na carteira de exportadoras, apenas a Petrobrás não apresentou um coeficiente positivo de exposição ao câmbio (Tabela (1)). E dentre todas as ações que apresentaram coeficientes do fator câmbio positivos, apenas a Souza Cruz não é classificada como “exportadora”. Ou seja, o fato da empresa ser exportadora pode ser um sinal de que seu coeficiente de exposição cambial é positivo.

5. CONCLUSÃO

Utilizando como base um modelo APT de 2 fatores e a técnica econométrica ITNSURE, foram obtidos coeficientes de exposição cambial de empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo. A maioria das ações apresentou algum grau de sensibilidade à variações na taxa de câmbio, seja negativo ou positivo.

Para minimizar possível viés existente nos coeficientes de sensibilidade, adotou-se como carteira representativa de mercado o índice MSCI Brazil, que ponderada as ações pelo valor de mercado do *free-float* das companhias. Além disso, este índice apresentou uma correlação menor com a taxa de câmbio, comparativamente ao Ibovespa e IBX. Constatou-se, inclusive, que a utilização do Ibovespa nas regressões superestima os coeficientes de exposição cambial, por ser um índice que concentra grandes empresas, geralmente mais expostas ao câmbio.

Com o índice MSCI, 23 ações apresentaram coeficientes de exposição cambial significantes, enquanto que este número foi de apenas 14 com o Ibovespa. A menor parte das empresas são favorecidas por desvalorizações do R\$/US\$. Conforme esperado, os resultados refletem o perfil de vendas da empresa; aquelas que apresentam coeficientes positivos tendem a obter acima de 40% de sua receita total via exportações.

Em uma segunda etapa, foram criadas carteiras sintéticas separando exportadoras de importadoras, como forma de avaliar a exposição cambial de cada grupo. O critério de classificação é o tamanho da receita bruta de exportações / receita bruta total da empresa.

Conforme esperado, foi obtido um coeficiente positivo (0.40) para as exportadoras e negativo para as importadoras (-0.65), ambos significantes. Pritamani, Shome e Singal (2004), obtiveram resultados semelhantes para empresas dos EUA, 0.23 para exportadoras e -0.14 para importadoras, ambos significantes a 10%.

A contribuição do artigo é a utilização do método ITNSURE de McElroy e Burmeister (1988), que estima o sistema de 39 equações de apreçamento conjuntamente. Ou seja, os coeficientes de sensibilidade e os prêmios dos fatores de risco são estimados em um único estágio, reduzindo problemas de viés e variância elevada dos estimadores existentes em técnicas tradicionais.

Os coeficientes de exposição cambial estimados podem auxiliar gestores de tesouraria a otimizar práticas de controle de risco. Embora estejam mais preocupados com volatilidade dos fluxos de caixa (e não do preço das ações), pode-se afirmar que existe uma conexão estreita entre fluxos de caixa e preços das ações, pois o segundo é calculado com base no valor presente do primeiro. Deste modo, o coeficiente de exposição ao câmbio pode direcionar o gestor em suas decisões de hedge, seja utilizando derivativos de câmbio, ou seja alocando de maneira mais eficiente as dívidas e ativos da empresa.

6. REFERÊNCIAS

ALLAYANNIS, G., IHRIG, J. & WESTON, J. “Exchange-Rate Hedging: Financial vs. Operating Strategies” *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 91, pp. 391-395, 2001.

BODNAR, G. & WONG, M. “Estimating Exchange Rate Exposures: Issues in Model Structure”, *Financial Management* (Spring), pp. 35-67, 2000.

CAMPBELL, J. Y., LO, A. W. & MACKINLAY, C. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, 1997.

CARTER, D., PANTZALIS, C. & SIMKINS, B. “Asymmetric Exposure to Foreign-Exchange Rate Risk: Financial and Real Option Hedges Implemented by U.S. Multinational Corporations”, *Proceedings of the Assurant/Georgia Tech Tenth International Finance Conference*, 2004.

DOMINGUEZ, K. & TESAR, L. “Exchange Rate Exposure”, *NBER Working Paper Series*, Cambridge, 2001a.

DOMINGUEZ, K. & TESAR, L. “A Reexamination of Exchange-Rate Exposure”, *The American Economic Review*, Vol. 91, nº 2, pp. 396-399, May 2001b.

FAMA, E. & MACBETH, J. “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests” *Journal of Political Economy*, vol. 81, nº 3, p.p. 283-319, 1973.

KIM, Y., MATHUR, I. & NAM, J. “Is Operational Hedging a Substitute For or a Complement To Financial Hedging?” *Working Paper*, Northern Kentucky University, 2004.

MCELROY, M. & BURMEISTER, E. “Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model: Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression Estimates” *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 6, nº 1, p.p. 29-42, 1988.

PRITAMANI, M., SHOME, D., SINGAL, V. “Foreign Exchange Exposure of Exporting and Importing Firms” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28, pp. 1697-1710, 2004.

ROLL, R. “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Tests: Part I” *Journal of Financial Economics*, vol. 4, 1977.

ROSS, S. “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing” *Journal of Economic Theory*, vol. 13, nº 3, p.p. 341-60, 1976.

SCHOR, A. BONOMO, M. & PEREIRA, P. “APT e Variáveis Macroeconômicas: Um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro” in BONOMO, M. [organizador]. *Finanças Aplicadas ao Brasil*. Rio de Janeiro: FGV, 2002.

SMITHSON, C., ASSOCIATES, R., SIMKINS, B. “Does Risk Management Add Value? A Survey of the Evidence”, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 17, nº 3, pp 8-17, 2005.

TAVARES, G. & SHENG, H. “Gerenciamento de Risco em Corporações” MAPS Risk Management: mimeo, 2007.

APÊNDICE

A.1 DESCRIÇÃO DOS MODELOS ECONOMETRÍCOS

A.1.1 MODELO DE 2 ESTÁGIOS DE FAMA E MACBETH

O procedimento para estimação do modelo de Fama e MacBeth (1973) é o seguinte: no primeiro estágio, as 39 equações de apreçamento são regredidas de maneira independente, via série temporal. O estimador OLS é encontrado a partir de:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + e_{i,t}, i = 1, \dots, N$$
$$E(e_i) = 0$$
$$E[(r_m - r_f)(e_i)] = 0$$

No segundo estágio, os 39 Betas estimados no primeiro estágio são utilizados como variável independente e o retorno excedente médio das ações é a variável dependente da regressão. Ou seja, o prêmio de risco de mercado passa a ser o estimador dessa regressão *cross-section*.

$$\bar{r}_i = \gamma \hat{\beta}_i + u_i, i = 1, \dots, N$$

$$E(u) = 0$$

$$E(\hat{\beta}u) = 0$$

Esse procedimento, no entanto, traz um problema de eficiência: o regressor do segundo estágio é não determinístico, pois cada $\hat{\beta}_i$ traz consigo uma variância (erro padrão do estimador). Por isso, a estimativa do prêmio de risco de mercado ($\hat{\gamma}$) embute uma variância elevada.

A.1.2 MODELO ITNSURE DE MCELROY E BURMEISTER

O método ITNSURE resolve o problema anterior, ao estimar tanto os betas dos ativos quanto o prêmio de risco de mercado simultaneamente, em um sistema único de equações:

$$R_t - r\gamma_0 = B(\gamma_1 + f_t) + \varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t] = 0$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$$

$$E[f_t] = \mu_f, \quad Cov[f_t, \varepsilon_t'] = 0$$

γ_1 é o prêmio de risco do fator

γ_0 é o retorno do zero-Beta portfolio (no nosso caso é o retorno do ativo livre de risco)

O SURE iterativo não-linear gera estimadores consistentes (mesmo na ausência de erros normais) e assintoticamente normais, podendo-se aplicar testes de hipóteses de maneira tradicional. No entanto, é necessário que o número de observações seja razoável, para a extração dos benefícios deste método.

A opção do E-views de iteração simultânea de coeficientes e matriz de covariância, adotada nas estimações, faz ajustes para possíveis problemas de heterocedasticidade e autocorrelação na matriz de covariância. De fato, as estatísticas de Durbin-Watson encontradas nos testes rejeitam a hipótese de correlação serial dos resíduos.

A.2 BETAS DAS AÇÕES

Ação	Beta	p-valor	Ação	Beta	p-valor
Acesita	0.73 *	0.00	Banco Itaú	0.98 *	0.00
Ambev	0.60 *	0.00	Itausa	1.01 *	0.00
Arcelor	0.66 *	0.00	Klabin	0.52 *	0.00
Aracruz	0.76 *	0.00	Net	1.18 *	0.00
Banco do Brasil	0.88 *	0.00	Pão de Açúcar	1.01 *	0.00
Bradesco	0.94 *	0.00	Petrobrás	1.10 *	0.00
Braskem	0.78 *	0.00	Petróleo Ipiranga	0.37 *	0.02
Brasil Telecom	0.82 *	0.00	Sabesp	0.97 *	0.00
Cesp	1.00 *	0.00	Sadia	0.97 *	0.00
Comgás	0.84 *	0.00	Suzano	0.76 *	0.00
Celesc	0.79 *	0.00	Tim	1.14 *	0.00
Cemig	0.81 *	0.00	Telesp	0.61 *	0.00
Copel	0.71 *	0.00	Telemar Norte Leste	0.68 *	0.00
Souza Cruz	0.65 *	0.00	Telemig Par.	0.79 *	0.00
Cia. Siderúrgica Nacional	1.25 *	0.00	Telemar	0.84 *	0.00
Embratel	0.80 *	0.01	Unibanco	1.27 *	0.00
Eletróbrás	0.73 *	0.00	Usiminas	1.22 *	0.00
Embraer	1.04 *	0.00	Vale do Rio Doce	0.97 *	0.00
Gerdau	1.12 *	0.00	Weg	0.44 *	0.00
Metalúrgica Gerdau	0.95 *	0.00			

* significante a 5%

A.3 TESTE DE WALD

Teste de Wald	
Hip. Nula:	$B_{12}, B_{22}, B_{32}, \dots, B_{392} = 0$
χ^2 - Quadrado	241.93
P-Valor	0