

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO**

**PROTEÇÃO CAMBIAL COM CONTRATOS FUTUROS:
uma análise comparativa da efetividade de modelos de *hedge***

Daniel Loureiro Araújo

BELO HORIZONTE, MG

2005

Daniel Loureiro Araújo

**PROTEÇÃO CAMBIAL COM CONTRATOS FUTUROS:
uma análise comparativa da efetividade de modelos de *hedge***

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Administração.

Área de Concentração: Mercadologia e Administração Estratégica

Orientador: Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan

Universidade Federal de Minas Gerais

Belo Horizonte

Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG

Abril de 2005

A663p
2005

Araújo, Daniel Loureiro, 1974-

Proteção cambial com contratos futuros: uma análise comparativa da efetividade de modelos de hedge / Daniel Loureiro Araújo. - 2005. 235 f. : il., enc.

Orientador: Aureliano Angel Bressan

Dissertação (mestrado). Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração

1.Câmbio - Teses 2.Hedging (Finanças) - Teses 3.Administração - Teses I.Bressan, Aureliano Angel II.Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração III.Título

CDD: 332.45

Jn21/05

À Mônica, pelo apoio incondicional e
pelas intermináveis manifestações
de compreensão e paciência.

Ao nosso filho, João Pedro, fonte inesgotável
de felicidade, tranquilidade e paz.

AGRADECIMENTOS

Ao término destes dois anos de luta que culminaram com esta dissertação, são muitos os agradecimentos a fazer. Muitas foram as pessoas que, em maior ou menor grau, contribuíram para a conclusão deste trabalho. Aproveito para, antecipadamente, desculpar-me pelas inevitáveis omissões e para dizer que a ordem das pessoas aqui citadas não obedece a nenhum critério específico.

Ao meu orientador, prof. Dr. Aureliano Angel Bressan, por ter me mostrado os caminhos para solucionar minhas angústias e incômodos científicos. Também, pela amizade construída ao longo destes dois anos e por ter me mostrado que a humildade do pesquisador é uma das grandes virtudes no processo de investigação científica.

Aos professores Dr. Luiz Alberto Bertucci e Dr. Hudson Fernandes do Amaral, pelas valiosas contribuições metodológicas e acadêmicas, que muito auxiliaram no término deste trabalho.

Aos demais professores do CEPEAD, cuja colaboração favoreceu meu crescimento pessoal, acadêmico e intelectual.

Ao prof. Chris Brooks, da *University of Reading*, pela pronta e solícita ajuda nos questionamentos metodológicos que surgiram ao longo deste trabalho.

Aos meus colegas de mestrado, com muitos dos quais pude desenvolver uma amizade que, espero, irá perdurar por muito. Um abraço especial a Alexandre Dias, Carlos Denner, Gustavo, Júnia, Lílian, Lina, Robert e Selma. Que a vida nos dê muito sucesso e, sobretudo, saúde e paz para dele poder desfrutar.

Em particular, dedico especial gratidão ao colega e amigo Clayton, pela contribuição decisiva para a obtenção dos resultados desta pesquisa e, sobretudo, pela extrema solicitude e disponibilidade com que se prontificou a me ajudar.

A toda minha família e aos meus amigos, pelo apoio e, principalmente, pela paciência e compreensão durante os momentos de ausência, estresse e angústia vividos nos últimos dois anos. Em particular, agradeço aos meus pais pelo apoio a este projeto e, principalmente, por ter investido de forma massiva em minha educação mostrando-me, ao longo de minha vida, que o estudo é o caminho correto para se alcançar muitas realizações pessoais e profissionais.

Dedico, por fim, agradecimento especial a duas pessoas: à minha esposa, Mônica, pelo apoio incondicional e irrestrito depositado neste projeto, desde o momento em que eu pensava em fazer o Teste ANPAD até o momento da defesa; e ao nosso filho, João Pedro, por já ter me ensinado como ser um cara de bem com a vida, apesar de sua pouca idade.

RESUMO

Desde que o governo brasileiro implementou o regime de câmbio flutuante, no início de 1999, o risco cambial passou a ser uma questão importante para a gestão financeira das empresas. O objetivo desta pesquisa consiste em avaliar a efetividade de *hedge* de alguns dos modelos de proteção, no intuito de verificar qual deles teria sido a melhor escolha para o gerenciamento do risco cambial. Em comparação com a situação de desproteção integral, quatro modelos foram implementados e analisados em termos da redução da variância: o modelo tradicional, que assume que a razão de *hedge* deve ser sempre igual a 1 em todo o período; o modelo convencional, estimado por mínimos quadrados ordinários; o modelo de correção de erros homoscedástico; e o mesmo modelo, considerando uma estrutura GARCH de erros. Como sugerido por Lien, Tse e Tsui (2002), os modelos convencional e de correção de erros foram estimados de uma forma dinâmica, por meio de um procedimento de rolagem das janelas de estimação, para permitir uma comparação mais justa com os modelos GARCH. Como resultado geral, o modelo de correção de erros mostrou-se superior aos demais, embora esta superioridade sobre o modelo convencional tenha sido apenas marginal. Adicionalmente, o uso dos contratos futuros de vencimento mais próximo mostrou-se mais eficiente na redução do risco em comparação com as séries de futuros cuja rolagem dos contratos foi feita 28 dias antes da data de vencimento. Não se verificaram evidências claras da influência na efetividade de *hedge* de diversos fatores, tais como a janela de estimação, a frequência de reajuste das razões de *hedge* e o volume da exposição cambial. No que tange à divisão dos retornos das carteiras em três subperíodos, os resultados foram bastante distintos. Os modelos GARCH mostraram-se mais eficientes na redução do risco somente no último subperíodo, embora esta superioridade tenha sido apenas marginal. Pode-se concluir que a estimação dinâmica dos modelos convencionais e de correção de erros já foi suficiente para levar em conta o caráter variável das razões de *hedge*. Neste sentido, os resultados dos modelos GARCH não foram superiores o bastante para compensar os custos de implementação e estimação dos mesmos.

Palavras-chave: proteção cambial, cointegração, volatilidade condicional, Modelo de Correção de Erros, GARCH bivariado, efetividade de *hedge*.

ABSTRACT

Since the Brazilian government has implemented the floating currency regime in the early 1999, the exchange rate risk has become an important issue for the companies' financial management. The aim of this research was to assess the hedge effectiveness of some of the hedging models, in order to find out which of them would be the best choice for exchange rate risk management. Comparing with the no hedge situation, four models were implemented and analyzed in terms of variance reduction: the naïve model, which assumes that the hedge ratio must always be equal to one for the whole period; the conventional model, estimated by ordinary least squares and the error correction model, with and without a GARCH error structure. As suggested by Lien, Tse and Tsui (2002), the conventional model and the error correction model were estimated in a dynamic way, through a rolling window procedure, in order to make the comparison with GARCH models more fair. As a general result, the error correction model has shown to be superior compared to the others, although this superiority over the conventional one was just marginal. Moreover, the use of the nearby futures contract has shown to be more effective in the risk reduction compared to the futures contracts series that has been rolled over 28 days before the expiration date. There was no clear evidence of the influence of several aspects on the hedge effectiveness, such as the size of the estimation window, the readjustment frequency of the hedge ratios, and the volume of currency exposition. Concerning the division of the portfolio returns in three subperiods, the results were quite mixed. The GARCH models seemed to be more effective in the risk reduction only in the last subperiod, although this superiority was only marginal. One can conclude that the dynamic estimation of the conventional and error correction models has been enough to take account of the time varying feature of the hedge ratios. The GARCH model results were not superior enough to compensate their implementation and estimation costs.

Keywords: currency hedging, cointegration, conditional volatility, Error Correction Model, bivariate GARCH, hedge effectiveness.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – Reservas cambiais brasileiras de jan/90 a out/2004 – em US\$ milhões	22
GRÁFICO 2 – Taxa de câmbio real x dólar norte-americano (PTAX 800 diária)..	25
GRÁFICO 3 – Retornos diários das taxas de câmbio real x dólar. (cotação: PTAX 800).....	26
GRÁFICO 4 – Volatilidade anual histórica da série de retornos diários da taxa de câmbio Real x Dólar.....	28
GRÁFICO 5 – Retornos quadráticos diários das taxas de câmbio real x dólar.....	29

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – Matriz de configurações dos possíveis resultados.....	117
--	-----

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Estatísticas descritivas das séries de retornos das taxas de câmbio.....	119
TABELA 2 - Testes de raiz unitária (ADF) e de estacionariedade (KPSS) das séries	121
TABELA 3 - Teste de Cointegração de Engle e Granger entre as séries de taxas de câmbio	123
TABELA 4 – Escolha do número de defasagens das variáveis no MCE.....	124
TABELA 5 - Teste ARCH-LM de heteroscedasticidade condicional. Modelo convencional.....	124
TABELA 6 - Teste ARCH-LM de heteroscedasticidade condicional. Modelo: MCE	125
TABELA 7 - Carteiras desprotegidas: resultados finais	128
TABELA 8 - Efetividade de <i>hedge</i> dos modelos de proteção integral	128
TABELA 9 - Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 532; Exposição: US\$ 100MM)	130
TABELA 10 - Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 532; Exposição: US\$ 1MM)	132
TABELA 11 - Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 532; Exposição: US\$ 100MM)	133
TABELA 12 - Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 532; Exposição: US\$ 1MM)	134
TABELA 13 - Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 125; Exposição: US\$ 100MM)	135
TABELA 14 - Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 125; Exposição: US\$ 1MM)	137
TABELA 15 - Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 125; Exposição: US\$ 100MM)	137
TABELA 16 - Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 125; Exposição: US\$ 1MM)	139
TABELA 17 - Análise comparativa das séries de contratos futuros – período total.....	141
TABELA 18 - Análise comparativa das séries de contratos futuros por subperíodos	142
TABELA 19 - Análise comparativa dos tamanhos das janelas de estimação – período total.....	144
TABELA 20 - Análise comparativa dos tamanhos das janelas de estimação por subperíodos	145
TABELA 21 - Análise comparativa dos critérios de reajuste das razões de <i>hedge</i> – período total	147

TABELA 22 - Análise comparativa dos critérios de reajuste das razões de <i>hedge</i> por subperíodos...	148
TABELA 23 - Análise comparativa dos volumes de exposição cambial – período total	150
TABELA 24 - Análise comparativa dos volumes de exposição cambial por subperíodos.....	151

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	<i>Augmented Dickey Fuller</i>
AIC	Critério de Informação de Akaike
AR	Auto-regressivo
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
ARCH-LM	<i>Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – Lagrange Multiplier</i>
ARMA	<i>Autoregressive Moving Average</i>
BACEN	Banco Central do Brasil
BM&F	Bolsa de Mercadorias e Futuros
DSP	<i>Differencing-Stationary Process</i>
GARCH	<i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
GARCH-M	<i>GARCH in Mean</i>
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin
MCE	Modelo de Correção de Erros
MCRR	<i>Minimal Capital Risk Requirement</i>
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MV	Máxima Verossimilhança
SIC	Critério de Informação de Schwarz
TSP	<i>Trend-Stationary Process</i>
VAR	Vetores Auto-regressivos

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	15
1.1 Apresentação	15
1.2 Contextualização	19
1.2.1 Um breve histórico do sistema monetário internacional	20
1.3 O problema de pesquisa.....	29
1.4 Justificativa e relevância.....	33
1.5 Objetivos.....	34
1.5.1 Objetivo geral	34
1.5.2 Objetivos específicos.....	36
2 REFERENCIAL TEÓRICO	38
2.1 Caracterização dos dados e limitações dos modelos de regressão linear de séries temporais	38
2.1.1 A estacionariedade.....	39
2.1.2 A cointegração.....	44
2.1.3 A Heteroscedasticidade	48
2.2 Teorias sobre <i>hedge</i>	54
2.2.1 A teoria tradicional e o modelo de proteção integral.....	56
2.2.2 A situação de exposição total	60
2.2.3 O modelo convencional	62
2.2.4 O modelo de correção de erros.....	68
2.2.5 Modelo de correção de erros e GARCH.....	70

2.2.6	Considerações finais sobre os modelos	77
2.3	Estudos comparativos entre modelos de proteção.....	78
3	METODOLOGIA.....	88
3.1	Método e técnica de pesquisa	88
3.2	Unidades de análise e unidades de observação	89
3.3	Instrumento de pesquisa	90
3.4	Delineamento da pesquisa	90
3.4.1	Procedimentos de amostragem	90
3.4.1.1	Critérios de escolha dos contratos	91
3.4.1.2	Procedimento de janelamento dos dados.....	92
3.4.1.3	Frequência dos dados e do reajuste das razões de <i>hedge</i>	94
3.4.1.4	O tamanho da exposição cambial	95
3.4.2	Procedimentos preliminares	96
3.4.3	Estatísticas descritivas e testes de raiz unitária, cointegração e heteroscedasticidade	98
3.4.3.1	Testes de raiz unitária.....	98
3.4.3.2	Teste de cointegração	102
3.4.3.3	Teste de heteroscedasticidade.....	104
3.5	Os modelos e a estimação das razões ótimas de <i>hedge</i>	105
3.5.1	Os modelos de proteção integral e de desproteção integral.....	106
3.5.2	O modelo convencional	106
3.5.3	Modelo de correção de erros (MCE).....	109
3.5.4	Modelo condicional (GARCH bivariado)	110

3.6	A avaliação da eficiência dos modelos de proteção	112
3.6.1	A consideração dos custos de transação	114
3.6.2	Considerações metodológicas finais.....	115
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	119
4.1	Análises estatísticas preliminares	119
4.1.1	Estatísticas descritivas	119
4.1.2	Testes de raiz unitária	120
4.1.3	Testes de cointegração.....	122
4.1.4	Testes de heteroscedasticidade	124
4.2	Comparação entre os modelos: a efetividade de <i>hedge</i>	126
4.2.1	Efetividade de hedge dos modelos	127
4.2.1.1	A análise comparativa dos modelos de proteção.....	127
4.2.1.2	A análise comparativa entre as duas séries de contratos futuros.....	140
4.2.1.3	A análise comparativa do tamanho da amostra	143
4.2.1.4	A frequência de reajuste das razões de <i>hedge</i>	146
4.2.1.5	A influência do volume de exposição.....	149
5	CONCLUSÕES.....	153
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	160

1 INTRODUÇÃO

1.1 Apresentação

Nos últimos cinquenta anos, o ambiente organizacional tem sofrido um aumento do nível de incerteza para a tomada de decisões corporativas. Paralelamente, as organizações vêm experimentando um processo de expansão de seus horizontes de negócios para além das fronteiras geográficas de seus países.

No contexto monetário internacional, em particular, o fim do tratado de Bretton Woods reduziu o nível de intervenção dos governos sobre suas moedas, permitindo-lhes flutuar mais livremente. No Brasil, em particular, o controle governamental sobre a moeda se deu até o início de 1999, quando o governo abandonou definitivamente o regime de bandas cambiais e adotou o regime de câmbio flutuante.

Nesse ambiente, as organizações brasileiras cujo desempenho tem alguma relação com o comportamento das taxas de câmbio passaram a demandar algum tipo de proteção contra os riscos atrelados às oscilações da moeda, que surgiram a partir de então. Grinblatt e Titman (2002) discriminam três tipos de riscos associados à questão cambial, a saber:

- *Risco de transação* – relaciona-se ao risco a que uma organização se expõe quando efetua alguma transação comercial (compra ou venda) em moeda estrangeira a prazo;
- *Risco de conversão* – relaciona-se à conversão de demonstrativos financeiros de subsidiárias no exterior para a moeda local; e

- *Risco econômico* – relaciona-se a diversos fatores econômicos que podem ter impacto no desempenho de uma organização.

Ainda segundo esses autores, o risco econômico pode ser ilustrado por vários fatos. Um deles é a localização da concorrência, que pode oferecer ameaças à organização. Outro diz respeito à forma pela qual os preços dos insumos são determinados.

No contexto brasileiro, nota-se uma diversidade de organizações que estão sujeitas aos riscos decorrentes da oscilação da moeda, por exemplo: a) organizações que transacionam *commodities*, ativos usualmente precificados em moeda estrangeira; b) organizações que praticam comércio exterior; c) organizações que possuem operações ativas e/ou passivas no país atreladas à variação cambial; e d) organizações que possuem investimentos ou financiamentos no exterior.

Atualmente, no âmbito da gestão financeira dessas organizações, ainda pode-se notar uma ausência de políticas claras e definidas voltadas para a proteção contra estes riscos cambiais. Empiricamente, percebe-se que grande parte das organizações que sofrem influência das oscilações cambiais em seus fluxos de caixa efetivamente não possui ações executivas voltadas para minimizar tais riscos. Essas empresas, em sua maioria, ficam à mercê do comportamento cada vez mais incerto do valor da moeda estrangeira em relação à brasileira. Em períodos de crise cambial, as empresas que possuem posições passivas em moeda estrangeira, em especial, convivem com riscos ainda maiores, na medida em que a desvalorização da moeda local perante a estrangeira traz a elas, de imediato, perdas financeiras decorrentes do aumento do valor de seu passivo.

De forma mais genérica, sem privilegiar o tipo de exposição cambial (ativa ou passiva), pode-se afirmar que quanto maior a volatilidade do preço da moeda estrangeira, maior será a probabilidade de perdas por parte de uma organização que possua algum tipo de exposição cambial. Essa maior incerteza pode ser entendida como o *risco cambial* a que estas empresas incorrem.

No âmbito dos mercados de capitais e financeiros, tem-se desenvolvido uma série de produtos que, dentre outros fins, atendem à demanda de redução deste risco. Nos mercados de derivativos, os contratos a termo, futuros e de opções de compra e venda de moeda estrangeira são algumas das alternativas disponíveis. Os bancos comerciais também contribuem para isso fornecendo às empresas alternativas de proteção, tais como operações de *swaps*, venda de títulos públicos cambiais, fundos de investimento atrelados à variação cambial e, mesmo, operações estruturadas similares aos derivativos negociados em bolsa.

Do ponto de vista teórico, os conceitos de *hedge*¹ surgiram há mais de cinquenta anos e se desenvolveram, conjuntamente com o mercado de derivativos, no sentido de fornecer aos agentes econômicos modelos que permitissem efetuar proteção contra os riscos de oscilação de preços dos diversos ativos. Os trabalhos de Working (1953), Johnson (1960), Stein (1961) e Ederington (1979), pioneiros nesta linha, permitiram que toda uma série de investigações fosse levada a cabo a respeito de um tema que, de forma cada vez mais freqüente, tem estado presente no cotidiano de indivíduos, organizações e instituições: o gerenciamento de riscos. Uma série de modelos de *hedge* foi desenvolvida a partir destes trabalhos, principalmente por

¹ *hedge* é o termo em inglês que significa *proteção*.

meio do uso de contratos futuros. No que diz respeito ao tipo de risco envolvido, a teoria sobre proteção não se restringe a um determinado ativo específico, mas a uma diversidade deles, tais como *commodities*, ações, moedas e índices de ações.

O desenvolvimento paralelo dos modelos econométricos de análise de séries temporais também contribuiu para a evolução deste arcabouço teórico, na medida em que permitiu que se considerasse na análise uma série de comportamentos presentes nos dados, como a heteroscedasticidade e a cointegração, resultando no desenvolvimento dos chamados “modelos dinâmicos de proteção”.

O presente estudo está estruturado em cinco capítulos, além das referências bibliográficas e dos anexos. Neste primeiro capítulo, discorre-se inicialmente sobre o cenário macroeconômico brasileiro, em especial no tocante à questão cambial. Serão brevemente descritos os principais fatos ocorridos nos últimos dez anos a ela relacionados. Tal contextualização é seguida pela apresentação das questões a serem respondidas, pelos objetivos propostos e pela justificativa e relevância da realização desta pesquisa.

Os principais conceitos teóricos relacionados à análise de séries temporais, além daqueles referentes à exposição cambial e aos modelos de proteção, serão descritos no segundo capítulo, reservado à fundamentação teórica deste trabalho. Nele, apresenta-se, adicionalmente, uma revisão da literatura acerca dos principais trabalhos empíricos a respeito dos modelos de proteção, buscando evidenciar como a sua evolução ocorreu de modo concomitante ao desenvolvimento da modelagem de séries temporais.

O terceiro capítulo é destinado ao detalhamento da metodologia. Cada um dos modelos empregados será descrito, além dos respectivos procedimentos de operacionalização e dos

testes relevantes de validação estatística. Neste ponto, também serão detalhadas as unidades de análise e as de observação usadas nesta pesquisa e os procedimentos utilizados para a definição das séries temporais usadas.

A apresentação, análise e discussão dos resultados se encontram no quarto capítulo, no qual serão apresentadas, em primeiro lugar, as análises descritivas dos dados, compostas pelas medidas e testes estatísticos preliminares. Em seguida, os resultados de cada modelo serão colocados e discutidos, no que tange à efetividade de *hedge*, ou seja, o quão eficiente cada modelo é na redução do risco cambial observado no período.

Por fim, as conclusões finais desta dissertação são apresentadas no quinto capítulo, explicitando-se as limitações desta pesquisa e fazendo as sugestões para futuros trabalhos.

1.2 Contextualização

A questão do risco cambial está intimamente relacionada com as políticas econômicas voltadas para a regulação da moeda, visto que os regimes cambiais adotados pelos governos são fundamentais para a determinação das necessidades de proteção cambial por parte dos agentes econômicos. Em virtude disso, nas seções seguintes, pretende-se discorrer a respeito do histórico dos regimes cambiais no mundo, dando ênfase especial ao que ocorreu no Brasil nos últimos dez anos.

1.2.1 *Um breve histórico do sistema monetário internacional*

O regime de câmbio vigente na maioria dos países até início da década de 70 tinha como padrão de conversão o dólar norte-americano, que, por sua vez, substituiu o padrão-ouro. Até início de 1973, a maioria dos países mantinha um valor fixo de conversão de suas moedas em relação ao dólar. Este regime de *câmbio fixo* teve fim com a derrocada do Tratado de Bretton Woods, que permitiu aos governos dos principais países desenvolvidos mudar suas políticas cambiais para um regime de *câmbio flutuante*.

No Brasil, o governo continuou com sua intervenção, controlando o câmbio até que se sucedessem as crises asiática e russa, as quais o forçaram a mudar o regime cambial em vigor. Em 1997, cinco países do sudeste asiático – Tailândia, Malásia, Coreia do Sul, Filipinas e Indonésia – ditos em desenvolvimento, sofreram fortes crises financeiras, que os forçaram a desvalorizar fortemente suas moedas diante do dólar. Segundo Canuto (2000), os fluxos de capital para a Ásia mudaram de um ingresso de US\$ 93 bilhões em 1996 para uma saída de US\$ 12 bilhões em 1997, uma variação líquida de aproximadamente US\$ 105 bilhões, principalmente em decorrência de desinvestimentos em carteiras e fechamentos de créditos bancários externos. Ainda para este autor,

a crise cambial e a saída de capital se desdobraram em arrochos de crédito nas cinco economias. (...) O evento que se tornou o gatilho da crise foi o anúncio, em 2 de julho de 1997, de que o baht, moeda tailandesa, passaria a flutuar, ao que se seguiu sua desvalorização imediata em 15%. (...) Em menos de dois meses, Filipinas, Malásia e Indonésia desistiram da defesa de suas moedas, também sofrendo depreciações substantivas. (...) A Coreia do Sul foi o último estágio da crise em 1997, com uma queda de 25% em sua moeda durante o mês de novembro, a qual abriu nova onda de desvalorizações em massa. De junho a dezembro de 1997, a rúpia da Indonésia depreciou-se em mais de 140% em relação ao dólar, o baht tailandês e o won coreano tiveram quedas acima de 80%, enquanto o ringgit da Malásia e o peso filipino se desvalorizaram em torno de 50% (2000, p. 27).

Os reflexos dessa crise se estenderam por todo o mundo, em particular pelos países em desenvolvimento. Segundo Leon (2002), a Rússia, que desde 1995 aplicava um plano de

austeridade fiscal e monetária, tendo restringido drasticamente o financiamento do déficit orçamentário com créditos diretos do banco central russo, aquece, em contrapartida, o mercado de títulos públicos domésticos e a expansão do ingresso de capitais. Para financiar o governo, era essencial a participação de investidores internacionais, tanto no mercado de títulos públicos domésticos como no de Eurobonds emitidos a partir de 1996.

Nesse cenário, a dívida russa cresce consideravelmente, e

o custo do pagamento do serviço da dívida do governo, entretanto, torna-se cada vez mais pesado. (...) A situação crítica do orçamento, combinada com o baixo volume de reservas internacionais, despertam a desconfiança dos credores sobre a possibilidade do governo suspender os pagamentos da dívida. (...). O governo consegue sustentar a moeda nacional, em julho, pelo anúncio de um programa de auxílio financeiro do FMI no valor de US\$ 22,6 bilhões para o biênio 1998-1999 e também pela troca de US\$ 4,4 bilhões de GKO² por Eurobonds de longo prazo, emitidos com elevadas margens relativamente aos títulos do Tesouro dos Estados Unidos (940 pontos base), que indica uma significativa probabilidade de falência do governo. (LEON, 2002, p. 41)

Ainda segundo essa autora, tal operação proporcionou alívio no mercado de títulos domésticos, sem resolver, todavia, a crise de confiança dos credores. Os projetos de reforma propostos foram aprovados em parte, agravando a perda de credibilidade do governo, deflagrando a crise financeira. Como resultado desta crise, o governo russo decidiu, em 17 de agosto de 1998, desvalorizar o rublo, suspender os pagamentos sobre a dívida em GKO e declarar moratória de 90 dias sobre o passivo externo do setor privado.

As conseqüências de toda essa turbulência externa para o Brasil podem ser vistas de diversas maneiras. Optou-se por enfatizar duas delas, que se relacionam diretamente com a questão cambial: as reservas internacionais e a oscilação nas taxas de câmbio. O nível de reservas

² Segundo a autora, GKO são títulos públicos do governo russo com maturidades de até um ano.

brasileiras apresentou um aumento sustentado desde o início da década de 90, quando saiu de um patamar de US\$ 9 bilhões, atingindo um pico de mais de US\$ 74 bilhões em abril de 1998, como pode ser visto no GRAF. 01:

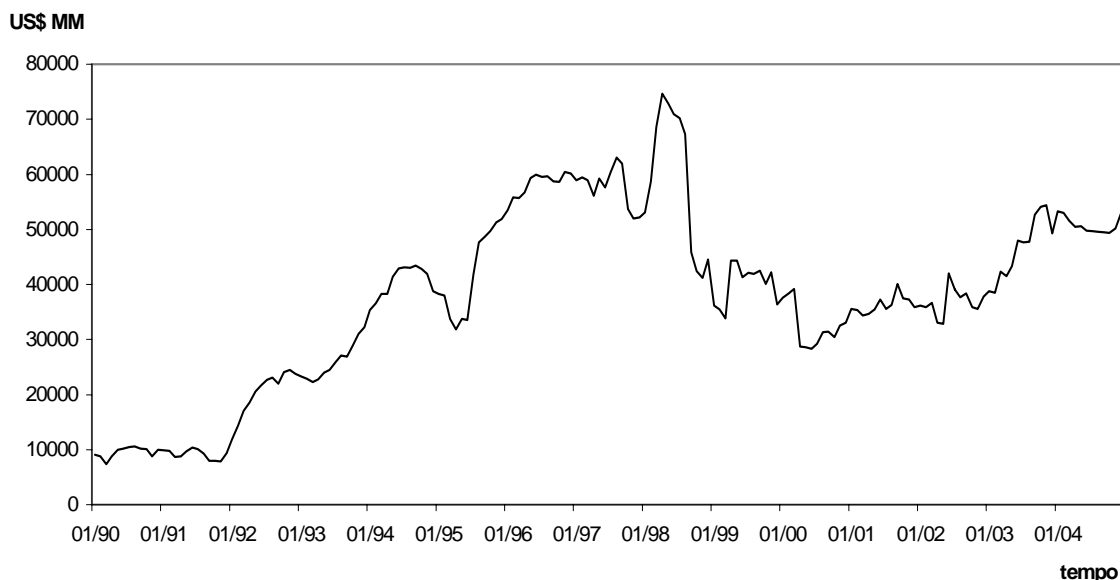


GRÁFICO 1 – Reservas cambiais brasileiras de jan/90 a out/2004 – em US\$ milhões

FONTE: Banco Central do Brasil, adaptado pelo autor da dissertação.

Em 1997, as reservas brasileiras sofreram sua primeira baixa significativa. De setembro a novembro deste mesmo ano, o país perdeu mais de US\$ 11 bilhões, baixando o patamar para pouco mais de US\$ 52 bilhões. O ano de 1998 inicia-se com uma retomada dos valores, o que levou as reservas internacionais ao já citado nível recorde de abril. Com o agravamento da crise russa, a preocupação por parte dos credores quanto ao *default* daquele país se alastrou também para outras economias emergentes, dentre elas o Brasil, que começou a perder divisas logo em maio deste mesmo ano. O epicentro do problema brasileiro foi, entretanto, em setembro, mês no qual o país perdeu mais de US\$ 21 bilhões, encerrando o mês com um nível de reservas na ordem de US\$ 45 bilhões. Neste aspecto, Giambiagi (1998) pondera que

considerando-se a estimativa de que, na primeira semana de agosto, depois do leilão da Telebrás e antes da saída de divisas que se verificou no mês, o Brasil tinha

recuperado o nível de reservas de abril (US\$ 74 bilhões), a perda foi de quase US\$ 30 bilhões em aproximadamente 50 dias, entre aquele momento e o final de setembro. (GIAMBIAGI, 1998, p. 3)

O autor coloca também algumas razões para a fuga de capitais nos países emergentes e no Brasil. Os dois primeiros motivos são de ordem global, e os demais são específicos do Brasil:

- os efeitos da moratória russa sobre a disponibilidade de crédito para as economias emergentes; e
- a necessidade de os grandes bancos internacionais cobrirem perdas que tinham tido em terceiros mercados, o que os obrigou a vender posições em outras economias. (...)
- temor de que, em face da contração de crédito, uma desvalorização se tornasse inevitável;
- boato de que algumas áreas do governo estariam defendendo maior correção cambial;
- a suspeita do mercado de que o governo, ou parte dele, estaria cogitando adotar algum tipo de obstáculo à saída de capitais; e
- a queda dos títulos brasileiros no exterior, o que tornou financeiramente vantajosa a recompra de papéis por parte de empresas sediadas no Brasil, devido aos elevados descontos praticados no mercado secundário. (GIAMBIAGI, 1998, p. 4)

O regime de minibandas cambiais, adotado pelo governo brasileiro desde a crise mexicana em 1995, preconizava desvalorizações cambiais controladas – na ordem de 7% ao ano – para minimizar os impactos inflacionários. Como afirmam Rigolon e Giambiagi,

sob o ponto de vista da estabilização da inflação, o sucesso do Plano Real foi inequívoco: depois da reforma monetária de julho de 1994, a inflação acumulada em 12 meses caiu continuamente, de mais de 30% a.a. em junho de 1995 para menos de 2% a.a. em dezembro de 1998. (...) No entanto, o contágio das crises asiática e russa, em 1997 e 1998, encontrou o programa de estabilização brasileiro com fundamentos bastante frágeis, em termos de equilíbrios orçamentário e do balanço de pagamentos. A dívida pública interna crescera ininterruptamente desde 1994. A valorização real do câmbio, por sua vez, produzira déficits expressivos nas balanças comercial e de transações correntes. Até a explosão das crises, o financiamento dos déficits no balanço de pagamentos era assegurado por fluxos positivos de capitais externos, sustentados pelo diferencial entre as taxas de juros domésticas e internacionais, as perspectivas de recuperação do crescimento econômico e o avanço do programa de privatização. Essa situação mudou radicalmente com o contágio. No último trimestre de 1997 e no segundo semestre de 1998, fugas de capitais produziram rápida desacumulação de reservas. A manutenção da política cambial exigiu elevações dramáticas na taxa de juros, com efeitos indesejáveis no nível de atividade, no emprego e nas contas públicas. Em novembro de 1998, para estancar a perda de reservas e a propagação da crise internacional, o Brasil formalizou um Acordo com o FMI, em troca de um apoio financeiro multilateral de US\$ 41,5 bilhões. (RIGOLON e GIAMBIAGI, 1999, p. 13-14)

Esse cenário fez com que o governo fosse forçado a rever sua política cambial. Ainda segundo os mesmos autores,

em janeiro de 1999, novos ataques especulativos ao real motivaram a transição para um regime de câmbio flutuante, após uma tentativa frustrada de mudança dos limites da banda cambial. Como costuma acontecer, houve inicialmente uma desvalorização excessiva (*overshooting*), seguida por um retorno gradativo a uma taxa de câmbio mais próxima do equilíbrio. Para evitar que a desvalorização produzisse uma inflação muito alta, a taxa de juros foi novamente elevada em fevereiro (para 45% a.a.). Com os primeiros sinais de arrefecimento da inflação, uma nova trajetória de queda da taxa de juros foi iniciada em abril de 1999. (RIGOLON e GIAMBIAGI, 1999, p. 15)

A partir de janeiro de 1999, o governo brasileiro abandonou definitivamente o regime cambial de minibandas e adotou o câmbio flutuante, como pode ser visto no GRAF. 02³. O valor da moeda brasileira apresentou evolução estável no período pós-real, mas as crises asiática e russa afetaram a economia brasileira. Após o *overshooting* de janeiro de 1999, a credibilidade internacional do país foi abalada, forçando o governo a adotar o regime de câmbio flexível, tendo como consequência a livre flutuação da moeda brasileira a partir de então.

No tocante ao caráter “livre” da flutuação do câmbio, Goulart (2004, p. 38) ressalta que “ainda persiste a permissão para que o BACEN atue como regulador do mercado sempre que julgar necessário”, mostrando que essa liberdade de flutuação da moeda não é total.

³ Alguns gráficos desta seção referem-se ao período imediatamente posterior ao início do Plano Real, em julho de 1994. A série temporal de cotações de abertura das taxas de câmbio à vista obtidas para esta pesquisa (Bloomberg) tem início somente em 1999. Como nesta seção, julgou-se importante ressaltar alguns pontos anteriores a esta data, optou-se por utilizar as cotações PTAX 800 do Banco Central. Embora haja diferenças nos valores diários, o padrão de comportamento de longo prazo das duas séries é bastante homogêneo, não resultando em problemas de análise.

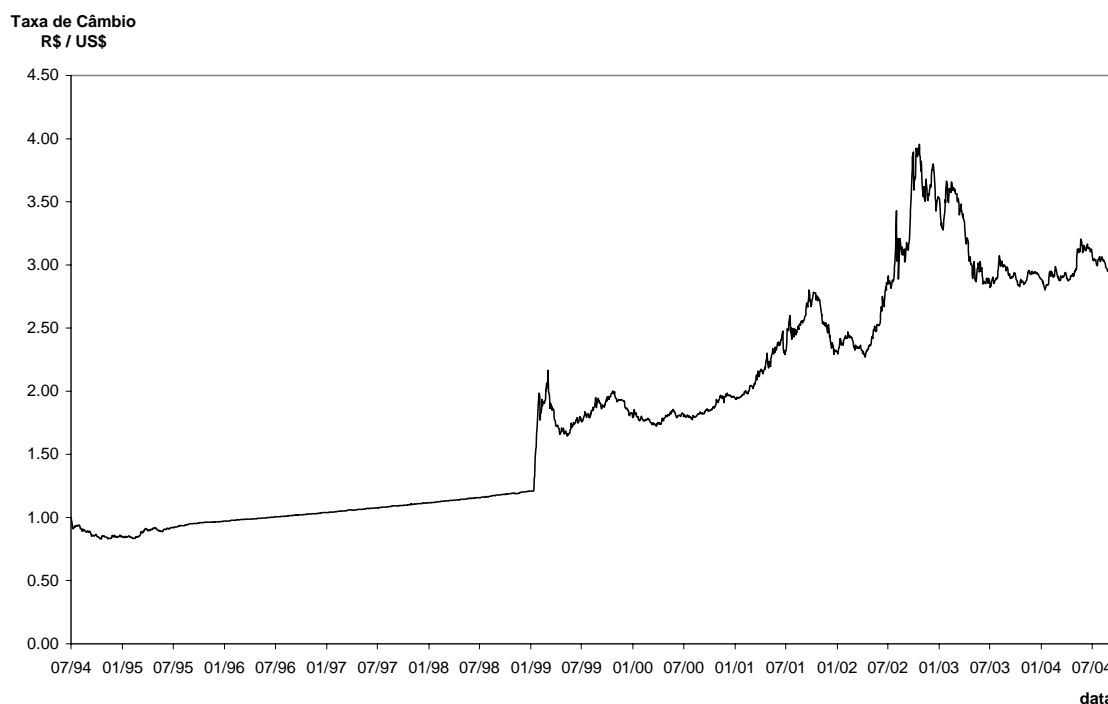


GRÁFICO 2 – Taxa de câmbio real x dólar norte-americano (PTAX 800 diária). Período: 01/07/1994 a 30/09/2004.

Fonte: Banco Central do Brasil, adaptado pelo autor da dissertação.

Os choques contra o real não pararam com o início da flutuação livre do câmbio. Depois desta data, a moeda brasileira viveu momentos de estabilidade e outros de alta volatilidade. Com relação aos retornos diários, observam-se em vários subperíodos entre 1999 e 2004 comportamentos bastante distintos. Após uma instabilidade inicial, verificada até meados de setembro de 1999, nota-se pelo GRAF. 03 que o período que vai desta data até maio de 2002 é mais estável, mesmo considerando a instabilidade econômica decorrente do racionamento de energia elétrica em 2001. Até meados de 2002, as oscilações no câmbio ainda se mostravam controladas, mas à medida que as eleições presidenciais foram se aproximando e foi se reforçando cada vez mais a probabilidade de o candidato da oposição chegar ao poder, o nível de incertezas aumentou consideravelmente, acarretando um crescimento na volatilidade das taxas de câmbio.

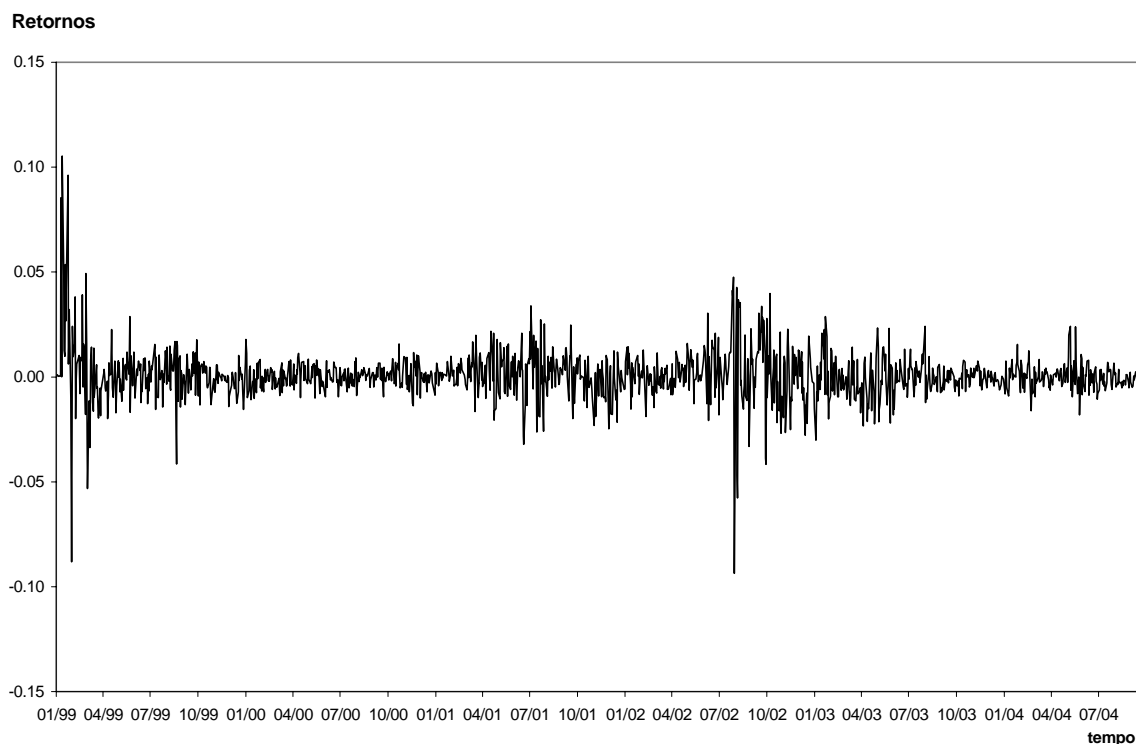


GRÁFICO 3 – Retornos diários das taxas de câmbio real x dólar. Período compreendido: 04/01/99 a 30/09/04 (cotação: PTAX 800).

Fonte: Banco Central do Brasil, adaptado pelo autor da dissertação.

A partir do segundo semestre de 2002, a volatilidade cambial aumentou, mantendo este comportamento até meados de 2003. Em outubro, mês da eleição e epicentro da crise, a cotação do dólar americano chegou a R\$ 3,95. Somente dois meses depois da posse do presidente Lula e do anúncio da manutenção do plano de ação divulgado em seu programa é que a taxa de câmbio começou a recuar. Por volta de junho de 2003, a moeda americana já havia reduzido seu valor para patamares próximos de R\$ 2,90, percebendo também uma redução significativa de seu nível de variabilidade.

Os dois gráficos apresentados a seguir dão alguns indícios do nível de oscilação da moeda desde a adoção do Plano Real, em julho de 1994. Em primeiro lugar, buscou-se identificar o

nível de volatilidade histórica da série. Conforme sugere Alexander (2001), uma estimativa de volatilidade histórica dos últimos n dias é usualmente baseada em uma média aritmética dos retornos quadráticos diários. Um estimador não viesado para a variância incondicional no período t , usando as últimas n observações de retornos diários, é:⁴

$$\hat{\sigma}_t^2 = \sum_{i=1}^n r_{t-i}^2 / n \quad (\text{equação 1.1})$$

Para obter uma estimativa do nível de volatilidade em bases anuais pelo desvio-padrão, e não pela variância, basta multiplicar o lado direito da equação acima pelo número de dias úteis do ano e extrair a raiz quadrada do produto:

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{252 * \sum_{i=1}^n r_{t-i}^2 / n} \quad (\text{equação 1.2})$$

Com esta primeira estimativa do nível de variabilidade da moeda brasileira diante do dólar norte-americano, construiu-se uma série de volatilidades diárias, usando janelas móveis. Para cada dia da amostra, calculou-se o desvio-padrão da série histórica formada pelas 120 últimas observações diárias, produzindo uma série de volatilidades históricas. Analisando o período que vai do início do Plano Real até outubro de 2004, obtém-se uma série diária de volatilidades do câmbio, a qual pode ser visualizada pelo GRAF. 04 a seguir. Nele, é possível perceber a mudança de regime cambial, uma vez que, com o controle governamental sobre a

⁴ Presume-se aqui que a média dos retornos diários é zero, conforme a hipótese de passeio aleatório da série. Tal hipótese foi testada, e não pode ser rejeitada ao nível de significância de 10% (valor $p = 0,0757$).

moeda, o nível de oscilação era quase nulo, representando uma volatilidade média anual de 0,0262. Visualmente, pode-se constatar que o nível de variabilidade do mercado de câmbio antes da flexibilização do câmbio tornava desnecessárias quaisquer ações voltadas para a proteção cambial, visto que o governo controlava a moeda. Após a mudança de regime em 1999, nota-se um aumento considerável na volatilidade anual das taxas de câmbio, percebendo-se também que a mesma é variável no tempo, podendo ser observados períodos distintos de altos e baixos nesta medida de variabilidade.

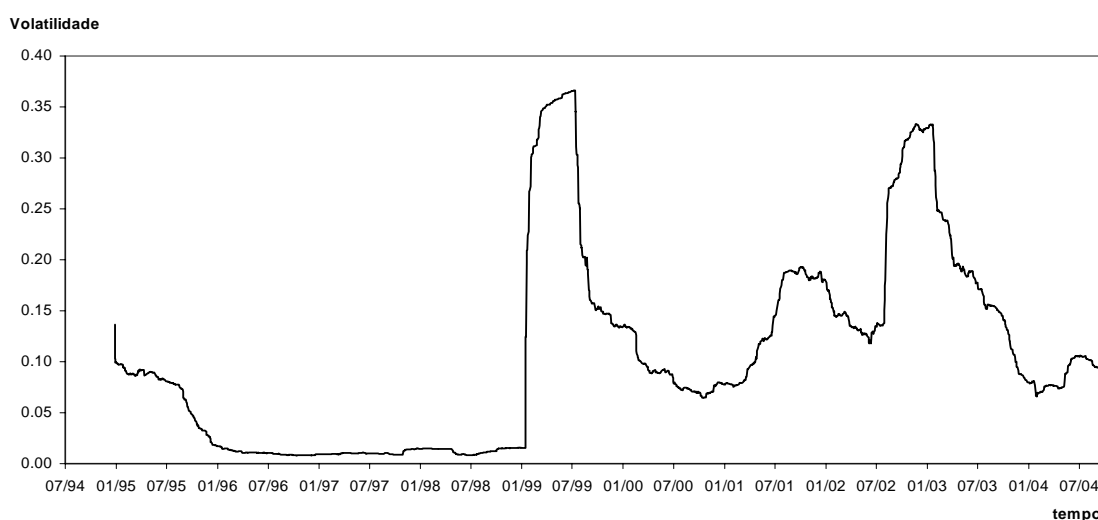


GRÁFICO 4 – Volatilidade anual histórica da série de retornos diários da taxa de câmbio real x dólar.

Período compreendido: 01/07/94 a 30/09/04 (cotação: PTAX 800).

Fonte: Banco Central do Brasil, adaptado pelo autor da dissertação.

Construindo um gráfico dos retornos ao quadrado (GRAF. 05), conforme sugerido por Tsay (2002), obtém-se conclusão semelhante: com exceção do início do Plano Real, no qual as taxas de câmbio sofreram ajustes, reflexos inclusive da crise mexicana, os retornos quadráticos observados no período de 1996 a 1998 são desprezíveis. Somente a partir de 1999 é que são notados valores relevantes. Observa-se também que os períodos de instabilidade

coincidem com aqueles do GRAF. 04; ou seja, certa instabilidade é notada em meados de 2001 e também a partir do segundo semestre de 2002, em decorrência do processo eleitoral.

Por fim, deve-se apontar que, do ponto de vista acadêmico, a literatura sobre proteção cambial teve seu desenvolvimento notadamente observado após o fim do Tratado de Bretton Woods, em 1973, quando as moedas dos países desenvolvidos passaram a flutuar livremente entre si. Na busca de coerência com esta constatação, optou-se por tratar desta questão no Brasil somente a partir de 1999, com a mudança de regime cambial.

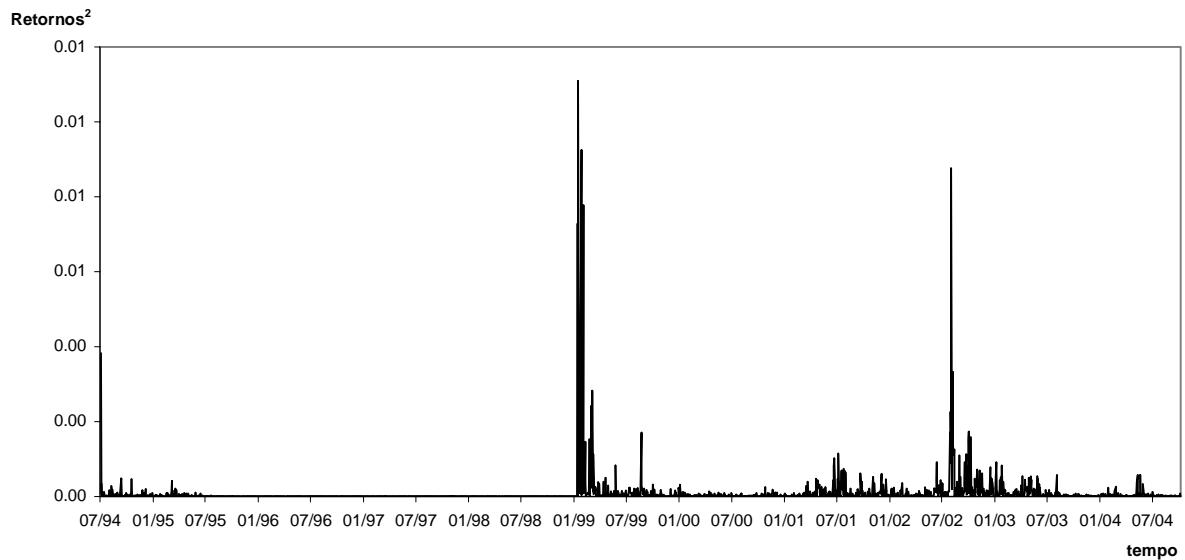


GRÁFICO 5 – Retornos quadráticos diários das taxas de câmbio real x dólar. Período compreendido: 01/07/04 a 30/09/04 (cotação: PTAX 800).

Fonte: Banco Central do Brasil, adaptado pelo autor da dissertação.

1.3 O problema de pesquisa

O tema *gerenciamento de riscos* tem mostrado importância crescente nos mercados financeiros e de capitais, como também no meio acadêmico. Novas metodologias, tais como o

Value at Risk, têm sido desenvolvidas neste sentido e têm alcançado sofisticação com o desenvolvimento de modelos matemáticos e estatísticos.

Os modelos de proteção evoluíram, desde os mais simples, como o modelo de proteção integral, até os mais complexos, que levam em consideração relevantes fatores presentes nos modelos de séries temporais econômico-financeiras, tais como a cointegração e heteroscedasticidade. Sendo assim, o claro conhecimento dos mercados de derivativos, bem como dos modelos teóricos desenvolvidos na literatura sobre proteção, pode contribuir sobremaneira para estes agentes, na medida em que lhes permite gerenciar os riscos envolvidos nas suas atividades.

No contexto de câmbio flutuante – no qual a moeda brasileira oscila livremente em relação às demais – e da conseqüente necessidade de promover melhor controle dos riscos cambiais pelas organizações brasileiras, o problema desta pesquisa pode ser expresso pela seguinte questão:

Qual dos modelos de proteção cambial é mais eficiente do ponto de vista da redução do risco de exposição à moeda estrangeira?

Apesar de a questão de proteção poder ser vista como uma decisão de especulação, tal como afirma Working (1953), deve-se enfatizar que a ação de proteção envolve primariamente a *redução de riscos*. Neste sentido, no problema de pesquisa, a análise e a comparação entre os modelos devem ter como enfoque a *redução do risco da carteira*.

Algumas questões complementares merecem atenção neste trabalho. Em primeiro lugar, busca-se saber qual é o melhor critério de escolha dos contratos futuros a serem

transacionados. Usualmente, o contrato futuro de vencimento mais próximo – e, portanto, o de maior liquidez no mercado – é o mais usado para fins de proteção. Todavia, em todo o período analisado o contrato de vencimento subsequente também é negociado com liquidez razoável. Sendo assim, foram selecionadas duas séries de futuros: na primeira delas, selecionaram-se os contratos de vencimento mais próximo, procedendo com a rolagem para o próximo sete dias antes do vencimento; na segunda, este procedimento de rolagem foi feito 28 dias antes do vencimento. Daqui, surge uma primeira questão adicional:

Qual é o impacto dos critérios de escolha dos contratos futuros na redução do risco da carteira?

Outro ponto pode ter influência nos resultados, sob a ótica da efetividade de proteção. Para determinar a razão de *hedge* em um dado dia, devem-se buscar dados históricos para estimar os modelos econométricos. Assim, a questão que surge é: Qual é o conjunto de dados históricos relevante para a determinação das razões de *hedge*? As taxas de câmbio de dois ou três anos atrás seriam importantes na determinação da razão de *hedge* de hoje? Inversamente: A inclusão destas cotações no modelo não resultaria em ruídos que poderiam viesar os resultados?

Essas questões surgiram ao longo da estimação dos resultados e serão mais bem discutidas no capítulo destinado à metodologia. Por ora, cabe colocar então a seguinte questão:

Qual é o impacto da variação no tamanho da janela de estimação na eficiência dos modelos de proteção?

Outra questão mostrou-se relevante e demandou ser investigada neste trabalho, a qual diz respeito à frequência de reajuste das razões de *hedge* estimadas diariamente ao longo de todo o período de análise. Na construção das carteiras, a escolha da frequência de reajuste dessas razões promove um *trade-off* entre os custos de transação envolvidos e a precisão dos modelos em rebalancear a carteira de forma mais eficiente. Para isso, pretende-se considerar dois critérios: a) adotar as razões diárias na construção das carteiras; e b) reajustar as razões em bases semanais. Se o ganho de eficiência dos modelos com o rebalanceamento diário for significativo o bastante para compensar o incremento nos custos de transação, pode-se concluir pela adequação do rebalanceamento da carteira nestas bases. De outro modo, pode-se verificar que os custos de transação decorrentes deste rebalanceamento diário sobrepõem seus ganhos de eficiência, tornando o rebalanceamento semanal mais vantajoso. Assim, surge outra questão a ser verificada:

No tocante à efetividade da proteção cambial, qual é a diferença entre o rebalanceamento diário e o semanal das razões de *hedge*?

Por fim, coloca-se um último ponto, também de caráter complementar, mas que também merece verificação empírica. A quantidade de contratos futuros a negociar por dia é função da razão de *hedge* estimada e do volume de exposição cambial que se deseja proteger. Especificamente, o número de contratos a manter em carteira deve ser igual ao volume da exposição multiplicado pela razão de *hedge*, dividido pelo valor de um contrato futuro de dólar, que é US\$ 50.000,00. Esta resultante será mais imprecisa quanto menor for o volume de exposição, devido a questões de arredondamento. Exemplificando, para uma exposição de US\$ 1.000.000,00, uma dada razão de *hedge* estimada de 0,93 implica a assunção de uma posição contrária de US\$ 930.000,00 em futuros. Como os contratos futuros são de US\$

50.000,00, deve-se arredondar para US\$ 900.000,00 ou US\$ 950.000,00, o que corresponde a 18 ou 19 contratos futuros. Quanto menor a exposição, maior será este arredondamento, fato que leva à seguinte questão:

Qual é o impacto do volume de exposição na efetividade da proteção cambial?

Assim, serão montadas carteiras com dois níveis de exposição: US\$ 100.000.000,00 e US\$ 1.000.000,00, cujos resultados serão comparados para averiguar esta questão.

1.4 Justificativa e relevância

Como ressaltam Swanson e Caples (1987), o crescimento das corporações multinacionais, tanto em tamanho como em diversificação geográfica, bem como os inesperados e fortes movimentos observados nas taxas de câmbio, levou a um crescente estímulo à proteção cambial, devido a dois fatores: maior exposição a taxas de câmbio; e maior necessidade de proteção contra movimentos adversos nestas taxas.

De forma complementar, Hill e Schneeweiss colocam que

os mercados futuros de *commodities* foram uma resposta à volatilidade e incerteza nos preços destes artigos e o desejo resultante de reduzir a exposição a risco de compradores e vendedores participantes do mercado à vista. A era das taxas de câmbio flexíveis que teve início em 1973 introduziu condições similares nos mercados à vista de câmbio e impulsionou o interesse pelo uso dos mercados a termo e futuros de moedas para proteger contra os riscos decorrentes das flutuações cambiais. (1982, p. 95)

Por fim, Fung e Leung (1991) corroboram esta idéia afirmando que o gerenciamento de risco cambial tem sido uma preocupação importante para as corporações multinacionais desde o início do câmbio flutuante, em 1973. Ao adaptar este raciocínio para o contexto brasileiro,

pode-se concluir que o gerenciamento do risco cambial ganhou maior relevância na gestão financeira das organizações após a instauração do regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999. Antes desta data, o governo brasileiro intervinha fortemente na determinação da taxa de câmbio brasileira, tornando a gestão de riscos cambiais uma questão secundária no contexto organizacional. Como pode ser visto com detalhes na seção 1.2, a partir da flexibilização do câmbio pelo governo brasileiro as taxas de câmbio passaram a se comportar de maneira estocástica, impondo às organizações e instituições que possuem exposição cambial a necessidade de melhor controlar os riscos dela decorrentes.

Os resultados desta pesquisa podem agregar conhecimento acerca da gestão do risco cambial, seja para os gestores das organizações, para o mercado em geral, para as áreas de gestão de riscos das organizações ou para o meio acadêmico, na medida em que permite a comparação entre os resultados obtidos no Brasil com os resultados de trabalhos empíricos realizados em outros países.

1.5 Objetivos

1.5.1 Objetivo geral

Nesta dissertação, serão implementados cinco modelos de proteção cambial: o tradicional, cuja razão de *hedge* é sempre 1; o convencional, cuja razão de *hedge* é estimada por meio de uma regressão linear por mínimos quadrados ordinários; o de correção de erros, que considera a cointegração entre as variáveis analisadas, com e sem uma estrutura GARCH de erros, ou seja, levando em conta, ou não, a volatilidade condicional das séries de retornos; e, por fim, a

situação de desproteção integral, ou seja, aquela na qual não se opera nos mercados futuros para controlar o risco cambial. Cada um destes modelos será mais bem detalhado no capítulo destinado ao referencial teórico.

Assim, pode-se afirmar que o objetivo geral desta pesquisa consiste em avaliar e comparar a efetividade de cada um dos modelos de proteção, do ponto de vista da redução do risco que cada um deles consegue promover em relação à situação de desproteção integral. Pretende-se avaliar esta eficiência no período posterior à mudança para o regime de câmbio flutuante, ou seja, após janeiro de 1999.

Estes modelos têm, cada um, certo grau de complexidade teórica e de implementação. Adicionalmente, em virtude disso, pretende-se avaliar se o aumento na complexidade dos modelos econométricos permite um incremento na efetividade do *hedge*. Uma hipótese aceitável neste ponto seria presumir que o modelo que incorpora os efeitos de heteroscedasticidade e cointegração seja mais eficiente que os demais, caso estas características estejam presentes nas variáveis em análise. Similarmente, espera-se também que o modelo de correção de erros seja mais eficiente que o modelo de regressão linear, por incorporar o efeito da cointegração entre as taxas de câmbio à vista e futuro. Em resumo, pretende-se avaliar o *trade-off* eficiência \times complexidade dos modelos empregados e verificar se os custos operacionais e computacionais advindos do emprego de modelos mais complexos são compensadores em termos dos resultados esperados.

1.5.2 *Objetivos específicos*

Em paralelo, deseja-se solucionar certas dúvidas relativas ao problema em questão, as quais assumem caráter específico, em comparação aos objetivos acima expostos. São cinco os objetivos específicos desta pesquisa.

- 1°. Diz respeito à escolha dos contratos futuros. É, de certa forma, consensual na literatura construir a série de preços futuros tomando os contratos com maior liquidez; por consequência aqueles com vencimentos no mês subsequente, o que reduz o *risco de base*. Entretanto, a adoção de tal critério torna necessário incorrer em um custo de rolagem, que pode ser significativo no caso brasileiro. Sendo assim, deseja-se identificar o critério de escolha dos contratos futuros que seja mais eficiente na redução dos riscos cambiais.
- 2°. Relaciona-se à verificação do impacto do tamanho da amostra na efetividade da proteção cambial. Tem por finalidade avaliar se os dados históricos mais antigos se constituem em ruído ou em informação relevante na determinação das razões de *hedge*.
- 3°. A avaliação do impacto da frequência de reajuste das razões de *hedge* na carteira é outro objetivo desta dissertação. Neste aspecto, busca-se verificar se os ganhos de precisão e eficiência decorrentes do ajustamento diário são maiores que o incremento nos custos de rebalanceamento.
- 4°. Refere-se à questão do volume da exposição. Deseja-se identificar o impacto do nível de exposição no resultado das carteiras, na medida em que volumes maiores de

exposição permitem uma negociação mais precisa com contratos futuros, evitando situações de exposição excessiva ou deficiente.

5°. As taxas de câmbio assumiram comportamentos bastante distintos em vários subperíodos da amostra escolhida. Neste sentido, é de se esperar que os modelos apresentem mudanças em sua efetividade em momentos distintos no tempo. Espera-se que os modelos que consideram a volatilidade condicional sejam mais eficientes em momentos nos quais os dados históricos são eminentemente heteroscedásticos. De outro lado, espera-se que o modelo convencional seja mais eficaz do que o condicional em momentos de estabilidade. Sendo assim, o último objetivo específico almejado nesta pesquisa diz respeito à análise comparativa da efetividade dos diversos modelos, considerando todo o período, mas também mensurando esta eficiência em três subperíodos da amostra utilizada.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A delimitação teórica do problema que se pretende analisar pode ser dividida em duas vertentes. Como a metodologia de análise empregará técnicas estatísticas de análise de séries temporais, optou-se por tecer, em primeiro lugar, esclarecimentos acerca do uso de tais modelos, principalmente no que tange ao comportamento dos dados, bem como os potenciais problemas advindos destas características, e, por fim, as eventuais correções que devem ser feitas caso elas sejam empiricamente verificadas. Particularmente, três pontos serão abordados a este respeito: a estacionariedade, a cointegração e a heteroscedasticidade.

Em segundo lugar, os modelos de proteção serão apresentados buscando dar uma perspectiva histórica que, nota-se, está em consoância com o desenvolvimento histórico dos modelos de séries temporais na Estatística.

Este capítulo encerra com uma revisão da literatura acerca dos principais trabalhos sobre proteção, enfatizando a questão metodológica de cada um deles, bem como os resultados alcançados.

2.1 Caracterização dos dados e limitações dos modelos de regressão linear de séries temporais

No que tange aos modelos de proteção que se valem de técnicas de regressão linear, deve ser ressaltado que a validade dos resultados por eles obtidos depende de alguns pressupostos estatísticos, dos quais três deles merecem especial atenção no que tange ao comportamento

das séries econômico-financeiras: a estacionariedade, a cointegração e a homoscedasticidade. Dada a importância destes fatores para a análise de séries temporais, estes três conceitos serão apresentados a seguir.

2.1.1 *A estacionariedade*

Para Tsay (2002, p. 23), “a base para a análise de séries temporais é a estacionariedade”. Tal característica pode assumir duas formas distintas: a estacionariedade estrita e a estacionariedade fraca.

Um processo pode ser definido como sendo *estritamente estacionário* se as distribuições de probabilidade de suas realizações são estáveis ao longo do tempo. Formalmente, um processo estocástico $\{y_t: t = 1, 2, \dots\}$ é estritamente estacionário se para cada $t_1, t_2, \dots, t_T \in Z$, e para qualquer número inteiro $k \geq 1$ e qualquer $T = 1, 2, \dots$, a distribuição conjunta de $y_{t_1}, y_{t_2}, y_{t_T}$ será a mesma que a distribuição conjunta de $y_{t_1+k}, y_{t_2+k}, y_{t_T+k}$. Em outras palavras, a distribuição de probabilidade da seqüência y_t é a mesma que a da seqüência $y_{t+k} \forall k \in Z^*$ (ALEXANDER, 2001; BROOKS, 2002; WOOLDRIDGE, 2003).

Contudo, Tsay (2002), ao dissertar a respeito desta forma de estacionariedade, coloca que “esta é uma condição muito forte e difícil de ser verificada empiricamente (...). Na literatura de finanças, é comum assumir que a série de retorno de um ativo é *fracamente estacionária*”. Uma série é dita fracamente estacionária, ou *estacionária na covariância*, se atender aos três pressupostos a seguir:

$$E(y_t) = \mu ; \quad (\text{equação 2.1})$$

$$E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty ; \quad (\text{equação 2.2})$$

$$E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = \gamma_{t_2, t_1} \forall t_1, t_2. \quad (\text{equação 2.3})$$

Estas três equações significam respectivamente que, para ser fracamente estacionário, o processo deve ter média e variância constantes, além de uma estrutura constante de autocovariâncias que dependa apenas do tamanho da defasagem (BROOKS, 2002; ALEXANDER, 2001). Ainda para Brooks,

a autocovariância determina como y é relacionado com seus valores passados, e para uma série estacionária, ele depende apenas da diferença entre t_1 e t_2 , de forma que a covariância entre y_t e y_{t-1} seja a mesma que a covariância entre y_{t-10} e y_{t-11} , etc. (BROOKS, 2002, p. 231).

Wooldridge (2003) complementa afirmando que uma série temporal estacionária em covariância será fracamente dependente se a correlação entre y_t e y_{t+k} convergir para zero de forma suficientemente rápida à medida que $k \rightarrow \infty$. À medida que o tamanho da defasagem k entre duas séries aumenta, a correlação entre elas reduz cada vez mais. Segundo o autor, processos que apresentam tal característica são ditos *assintoticamente não correlacionados*. Não se deve, entretanto, confundir essa premissa com a exigência de que a correlação entre a série e sua defasagem de ordem k seja nula.

A importância da verificação da estacionariedade fraca nas séries temporais reside no fato de que ela substitui o pressuposto de amostragem aleatória, implicando a validade da Lei dos Grandes Números e do Teorema do Limite Central (WOOLDRIDGE, 2003). Deste ponto em diante, toda referência ao conceito de estacionariedade neste texto dirá respeito à forma fraca

descrita. De forma complementar, Brooks coloca que a estacionariedade de uma série é essencial pelos seguintes motivos:

- para uma série estacionária, os choques sofridos pela variável irão gradualmente desaparecer com o tempo (...). Para uma série não-estacionária, os efeitos de um choque ocorrido em t não terão um efeito menor em $t+1$ e em $t+2$, etc.
- o uso de dados não-estacionários pode levar a regressões espúrias;
- se as variáveis usadas em um modelo de regressão forem não-estacionárias, os pressupostos básicos para análise assintótica não serão válidos. As estatísticas t não seguirão distribuições t , a estatística F não seguirá uma distribuição F , e assim por diante. (BROOKS, 2002, p. 367-368)

Apesar do exposto, do ponto de vista empírico, as séries econômicas e financeiras usualmente não apresentam a desejada estacionariedade, demandando alterações para que possam ser usadas nos modelos de regressão. Em primeiro lugar, deve ser identificada a forma de não-estacionariedade da série para que então possam ser feitas as correções necessárias. Para Brooks (2002), dois modelos têm sido freqüentemente utilizados para caracterizar a não-estacionariedade das séries. O primeiro é o de tendência linear:

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (\text{equação 2.4})$$

O segundo é um processo passeio aleatório com deslocamento:⁵

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 2.5})$$

em que t é uma tendência linear determinística e ε_t é um processo ruído branco em ambos os casos, ou seja, um processo com média e variância constantes e autocovariâncias nulas para todas as defasagens maiores que zero. Ainda segundo o mesmo autor, as duas formas de não-

estacionariedade requerem tratamentos diferentes para induzir a estacionariedade. O primeiro caso, conhecido como *processo estacionário na tendência*, ou *TSP*,⁶ exige a retirada da tendência da série, por meio da estimação da equação acima, de forma que as estimações posteriores sejam feitas utilizando-se os resíduos desta regressão. Tal série possui a denominada *não-estacionariedade determinística* (BROOKS, 2002; ALEXANDER, 2001).

Ainda para o mesmo autor, o modelo de passeio aleatório com deslocamento possui a denominada *não-estacionariedade estocástica*, na qual existe uma *tendência estocástica*⁷ na série. Para tornar este processo estacionário, é necessário diferenciar a série de acordo com a ordem de integração do processo, e por isso estes processos são chamados de *estacionários por diferença* ou *DSP*.⁸ Neste sentido, Alexander coloca que

uma série temporal é integrada de ordem n , escrita $y_t \sim I(n)$, se a parte estocástica é não-estacionária, mas se torna estacionária após a diferenciação de no mínimo n vezes. Então, um processo que já é estacionário é denotado por $I(0)$ (ALEXANDER, 2001, p. 322).

Por definição, a ordem de integração do processo de passeio aleatório com deslocamento descrito na equação 2.5 é 1, e usualmente denomina-se tal processo como “integrado de primeira ordem” ou $I(1)$. Subtraindo o termo y_{t-1} de ambos os lados desta equação, tem-se que:

$$y_t - y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t \quad \text{ou}$$

⁵ Do inglês *random walk with drift*.

⁶ Em inglês, *trend-stationary process*.

⁷ Grifo nosso.

⁸ Em inglês, *differencing-stationary process*.

$$\Delta y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (\text{equação 2.6})$$

Segundo Brooks (2002), a nova variável, Δy_t , apresentará estacionariedade, induzida pela diferenciação de primeira ordem. Por este motivo, a série y_t também é conhecida como um *processo de raiz unitária*, visto que a raiz de sua equação característica (equação 2.5) é igual à unidade.

Como já foi ressaltado, as séries econômico-financeiras, em geral, e as taxas de câmbio, em particular, usualmente seguem processos integrados de primeira ordem. Para tornar tais séries estacionárias, é necessário diferenciá-las, o que geralmente é feito tomando-se a diferença dos logaritmos da variável no nível entre dois períodos subseqüentes. Sendo assim, um dado processo $y_t \sim I(1)$ pode ser induzido à estacionariedade da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (\text{equação 2.7})$$

em que:

Δy_t : é a diferença entre o logaritmo de y_t e o logaritmo de y_{t-1}

μ : é o termo de deslocamento;

ε_t : é o termo de resíduos da equação: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Se a equação acima for reescrita em suas esperanças, tem-se:

$$E(\Delta y_t) = E(\mu) + E(\varepsilon_t) \quad (\text{equação 2.8})$$

Uma vez que o termo de erros ε_t tem média zero e variância constante, o valor esperado de Δy_t corresponde ao termo de deslocamento, μ , que é uma constante. Considerando o modelo de passeio aleatório *sem* o deslocamento, o valor esperado de Δy_t é zero. Em ambos os casos, a estacionariedade do processo I(1) é garantida pela primeira diferenciação do mesmo.

2.1.2 A cointegração

Vários estudos empíricos apontam para a existência de raiz unitária em diversas variáveis econômico-financeiras. Em um modelo bivariado de séries temporais, a questão da estacionariedade passa a ser vista de outra forma. Para Tsay (2002), quando é necessário modelar conjuntamente vários processos não-estacionários pode-se encontrar a *cointegração* entre as variáveis.

Para definir o conceito de cointegração, Wooldridge (2003) coloca, primeiramente, que se duas variáveis, x_t e y_t , seguem processos I(1), em geral, $y_t - \delta x_t$ também será um processo raiz unitária para qualquer δ . Entretanto, é possível que para um dado $\delta \neq 0$ a referida combinação linear entre x_t e y_t seja I(0), ou seja, estacionária. Se existir um δ tal que as condições acima sejam verificadas, pode-se dizer que x_t e y_t são *cointegrados* e que δ é o parâmetro de cointegração. A verificação desta condição entre duas séries aponta para a existência de um relacionamento de longo prazo entre elas. Brooks coloca que

uma relação de cointegração pode também ser vista como um fenômeno de longo prazo ou de equilíbrio, uma vez que é possível que as variáveis cointegradas possam desviar-se deste relacionamento no curto prazo, de forma que associação entre elas irá retornar no longo prazo (BROOKS, 2002, p. 388).

O mesmo autor coloca que a teoria financeira sugere que algumas variáveis sejam cointegradas entre si, dentre as quais:

- Preços à vista e futuros de um dado ativo ou *commodity*;
- Razão de preços relativos e taxas de câmbio;
- Preços de ações e dividendos.

Em ambos os casos, as forças de mercado que surgem de uma condição de não-arbitragem sugerem que haja uma relação de equilíbrio entre as séries em questão (BROOKS, 2002, p. 388).

A cointegração pode ser um indicativo da eficiência de mercado em várias circunstâncias, mesmo no contexto de proteção cambial. Sua constatação demanda ajustes na forma de modelar o comportamento das variáveis. Alexander (2001) aponta aplicações similares às apresentadas acima para a modelagem de cointegração e, particularmente no tocante aos preços à vista e futuro, complementa afirmando que se estas duas variáveis andam juntas a *base*⁹ é o vetor de cointegração com reversão à média.

A modelagem de processos raiz unitária pode ser realizada tomando-se a primeira diferença da série, tornando-a estacionária e, portanto, adequada para análise estatística. Em um contexto bivariado, tal especificação assumiria a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 2.9})$$

Todavia, Brooks (2002) aponta que quando a relação entre duas variáveis é importante tal diferenciação é inadequada, pois, embora seja estatisticamente válido, este procedimento não

⁹ O conceito de base será melhor descrito na seção 2.2.3.

tem solução de longo prazo. Se as duas séries seguirem um processo passeio aleatório sem deslocamento do tipo:

$$x_t = x_{t-1} + u_t, \text{ e } y_t = y_{t-1} + v_t \quad (\text{equações 2.10})$$

a indução da estacionariedade pela diferença produzirá

$$\Delta x_t = u_t \text{ e } \Delta y_t = v_t \quad (\text{equações 2.11})$$

Tomando as esperanças de ambas as equações, tem-se que:

$$E(\Delta x_t) = E(u_t) = 0 \text{ e } E(\Delta y_t) = E(v_t) = 0 \quad (\text{equações 2.12})$$

Dessa forma, todos os termos da equação 2.10 serão nulos e se cancelarão, motivo pelo qual este modelo não tem solução de longo prazo e nada tem a dizer sobre a possível existência de uma relação de equilíbrio entre x e y . Em virtude disso, no contexto desta pesquisa, torna-se necessário identificar, em primeiro lugar, a existência de cointegração entre as taxas de câmbio à vista e futuro para que se possa especificar corretamente o modelo que expresse a relação estas variáveis.

Para se estimar os parâmetros de cointegração de um grupo de variáveis, Alexander (2001) aponta duas metodologias usualmente aplicadas para identificar a cointegração: o método de Engle e Granger (1987); e o método de Johansen (JOHANSEN, 1988; JOHANSEN, 1991; JOHANSEN e JUSELIUS, 1990).

O modelo de Engle e Granger (1987) é adequado para a identificação de relações de cointegração entre *duas* variáveis. Todavia, em sistemas com mais de duas variáveis a utilização deste procedimento somente é sugerida em condições muito específicas. Neste caso, recomenda-se utilizar o método de Johansen, que é uma abordagem multivariada do teste ADF. O detalhamento técnico acerca da verificação empírica da cointegração entre as séries de taxas de câmbio à vista e futuro será apresentado no capítulo destinado à metodologia.

Identificada a cointegração entre as duas variáveis de análise, é necessária então uma especificação diferente para resolver esta questão. Engle e Granger (1987), citados por Alexander (2001), descrevem o *teorema de representação de Granger*, o qual sustenta que um Modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR) nas diferenças das variáveis I(1) será mal especificado se as variáveis forem cointegradas e que a representação de um modelo VAR padece de uma especificação de equilíbrio. Tal equilíbrio é alcançado quando termos de desequilíbrio defasados são incluídos como variáveis explicativas do modelo. Esta especificação é denominada *Modelo de Correção de Erros* (MCE), porque possui um mecanismo auto-regulador por meio do qual os desvios do equilíbrio de longo prazo são automaticamente corrigidos (ALEXANDER, 2001). Formalmente, um MCE pode ser assim representado:

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \pi_1 z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta y_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^{m_3} \beta_{3i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_4} \beta_{4i} \Delta y_{t-i} + \pi_2 z_{t-1} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{equações 2.13}$$

em que:

$z_t = \ln(y_t) - \delta \ln(x_t)$, é denominado *termo de desequilíbrio* que expressa a relação de curto prazo entre as duas variáveis. Se y_t e x_t são cointegrados com coeficiente de cointegração δ , então o termo z_t será estacionário, mesmo que as variáveis que o constituem não o sejam (BROOKS, 2002; ALEXANDER, 2001).

A magnitude dos coeficientes π_1 e π_2 determina a velocidade de ajuste de volta ao equilíbrio de longo prazo após um choque no mercado. Quando estes coeficientes são altos, o ajuste é rápido, de forma que z_t será fortemente estacionário e a reversão à média $E(z_t) = E(y_t) - \delta E(x_t)$ será logo estabelecida (ALEXANDER, 2001).

2.1.3 *A Heteroscedasticidade*

Outro pressuposto necessário para a validação de modelos de séries temporais diz respeito à variância dos termos de erro. Formalmente, um dado modelo de regressão pode ser expresso pela relação:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (\text{equação 2.14})$$

em que:

\mathbf{y}_t : é um vetor $t \times 1$ de observações da variável dependente

\mathbf{X}_t : é uma matriz $t \times n$ de variáveis independentes;

$\boldsymbol{\beta}$: é um vetor $n \times 1$ de parâmetros; e

ε_t : é um vetor $t \times I$ de termos de erro.

Como já dito, o termo de erros acima deve ser normalmente distribuído, com média zero e variância constante: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Este pressuposto de variância constante é usualmente denominado de *homoscedasticidade*, o qual, contudo, não se vê confirmado nas constatações empíricas, sobretudo naquelas que usam variáveis econômico-financeiras. Os modelos de séries temporais que usam este tipo de dados usualmente violam tal premissa, apresentando a chamada *heteroscedasticidade*.

Wooldridge (2003) ressalta que a heteroscedasticidade não causa viés ou inconsistência nos coeficientes estimados de regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO). Entretanto, esta constatação faz com que a variância dos estimadores se torne viesada. Assim, os erros-padrão, baseados diretamente nestas variâncias, não mais são válidos para a construção de intervalos de confiança e as estatísticas t e F não apresentarão distribuição t e F , respectivamente, mesmo com amostras grandes. Esse viés nas estimativas de erros-padrão dos coeficientes invalida todo o procedimento de inferência estatística (ALEXANDER, 2001; BROOKS, 2002; WOOLDRIDGE, 2003).

Outro ponto que deve ser levantado a respeito das séries financeiras é que os modelos lineares¹⁰ usuais de séries temporais não têm a capacidade de captar uma variedade de comportamentos não lineares, dos quais Brooks cita as três mais importantes:

¹⁰ Entende-se que um modelo é dito *linear* se o for *nos parâmetros*; ou seja, se tiver todos os seus parâmetros multiplicados por cada uma das variáveis independentes (BROOKS, 2002).

- Leptocurtose – tendência dos retornos dos ativos financeiros possuírem distribuições que possuem caudas espessas¹¹ e são excessivamente pontiagudas na média;
- Agrupamento de volatilidade – tendência da volatilidade nos mercados financeiros aparecer em *clusters*, de forma agrupada. Desta forma, espera-se que altos retornos (de qualquer sinal) sejam seguidos por altos retornos, e baixos retornos (de qualquer sinal) sejam seguidos por baixos retornos;
- Efeitos de alavancagem – tendência da volatilidade crescer mais após uma grande queda nos preços do que após um aumento de mesma magnitude (BROOKS, 2002, p. 437).

A constatação da heteroscedasticidade nos resíduos demanda uma solução que viabilize as inferências estatísticas. Ademais, em várias situações, é de particular interesse analisar a variância dos modelos, visto que esta estatística é usualmente usada como medida de risco nas análises de séries temporais.

Neste sentido, o trabalho seminal de Engle (1982) foi crucial para o desenvolvimento dos estudos sobre séries temporais. Seu objetivo constituiu em modelar o comportamento estocástico da variância das séries ao longo do tempo, por meio de um processo autorregressivo a partir dos resíduos quadráticos da equação da média, em um modelo denominado de *heteroscedasticidade condicional autoregressiva* ou ARCH.¹²

Partindo de um modelo de regressão linear, tal como o da equação 2.14, pelo pressuposto de homoscedasticidade, assume-se que o termo de erro ε_t deve ser $N \sim (0, \sigma^2)$. Segundo Engle (1982), o termo de erro passa a ser um processo que segue a distribuição $N \sim (0, h_t)$, em que a variância condicional do modelo, h_t , é definida pelo processo abaixo:

¹¹ Do inglês *fat tails*.

¹² *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + v_t \quad (\text{equação 2.15})$$

em que:

h_t : é a variância condicional;

ε_{t-i}^2 : é o componente auto-regressivo de ordem i dos termos de erro quadráticos;

ϕ_i : é o parâmetro do componente auto-regressivo de ordem i ; e

v_t : é um processo ruído branco [$N \sim (0, 1)$].

A série h_t é então modelada a partir das p defasagens dos quadrados dos resíduos do modelo original da média. Segundo Alexander (2001), o processo ARCH (p) – leia-se: ARCH de ordem p – captura a heteroscedasticidade condicional dos retornos financeiros, assumindo que a variância condicional de hoje é uma média ponderada dos resíduos quadráticos passados. Tsay (2002) complementa que a idéia básica dos modelos ARCH é que: a) os resíduos da equação da média são serialmente não-correlacionados, mas dependentes; e b) a dependência destes resíduos pode ser descrita por uma função quadrática simples de seus valores defasados. O autor coloca também algumas deficiências deste modelo, tais como:

1. O modelo assume que choques positivos e negativos têm o mesmo efeito sobre a volatilidade porque ela depende do quadrado dos choques passados. Na prática, é bem sabido que o preço de um ativo financeiro responde diferentemente a choques positivos e negativos;
2. O modelo ARCH é bastante restritivo. Por exemplo, para que a série tenha um quarto momento finito, o parâmetro ϕ_1^2 de um modelo ARCH (1) deve estar no intervalo $[0, 1/3]$. A restrição se torna complicada para os modelos ARCH de ordens superiores;

3. Os modelos ARCH não permitem nenhum *insight* para a compreensão da fonte de variações de uma série temporal financeira. Eles somente permitem uma forma mecânica de descrever o comportamento da variância condicional. Não dá indicação nenhuma sobre o quê causa tal comportamento;
4. Os modelos ARCH são propensos a superestimar a volatilidade, pois eles respondem lentamente a choques grandes e isolados nas séries de retornos. (TSAY, 2002, p. 86)

Alexander (2001) complementa dizendo que à medida que o número de defasagens aumenta, torna-se mais difícil estimar os parâmetros, porque a função de verossimilhança torna-se muito extensa.¹³

Quatro anos depois da concepção do modelo ARCH, Bollerslev (1986) apresentou uma generalização do modelo proposto por Engle (1982) ao permitir que a variância condicional fosse explicada pelos retornos quadráticos passados e também pelas suas próprias defasagens de ordem q , no que se denominou de “modelo GARCH” (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Tal especificação pode ser descrita pela equação abaixo:

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \theta_i h_{t-i} + v_t \quad (\text{equação 2.16})$$

em que:

h_{t-j} : é a defasagem de ordem j da volatilidade condicional; e

θ_j : é o parâmetro do componente GARCH de ordem j .

¹³ *Flat*, no original em inglês.

Segundo Goulart (2004), as restrições para a não negatividade da variância condicional e para a estacionariedade do processo são, respectivamente:

$$\omega_0 > 0; \quad \phi_i \geq 0 \text{ para } i = 1, \dots, p; \quad \theta_j \geq 0 \text{ para } j = 1, \dots, q; \quad e$$

$$\sum_{i=1}^p \phi_i + \sum_{j=1}^q \theta_j < 1$$

Quanto à determinação da ordem (p, q) dos modelos GARCH, vários autores indicam que o modelo mais simples – o GARCH (1,1) – é suficiente para descrever o comportamento da volatilidade condicional de boa parte das séries temporais. Outra vantagem desta especificação relaciona-se com o fato de que ela é mais parcimoniosa que os demais modelos GARCH, de ordens superiores (ALEXANDER, 2001; BOLLERSLEV, 1986; BROOKS, 2002; HANSSON e HÖRDAHL, 1998; TSAY, 2002). Sendo assim, o processo GARCH (1,1) segue a forma:

$$h_t = \omega_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} + v_t \quad (\text{equação 2.17})$$

Nesta especificação, a volatilidade condicional no tempo t é explicada pelo componente autorregressivo de primeira ordem dos termos de erro quadráticos, além da primeira defasagem da própria volatilidade condicional.

A razão para o uso preferencial dos modelos GARCH em relação aos modelos ARCH reside no fato de que o modelo GARCH (1,1) equivale a um modelo ARCH (∞). Isso quer dizer que, com exceção da primeira, as demais p defasagens dos termos de erros quadráticos, ε_{t-p}^2 ,

podem ser substituídas pela primeira defasagem da própria volatilidade condicional estimada, h_{t-1} , por meio de um procedimento recursivo, conforme demonstrado em Brooks (2002).

O tamanho dos parâmetros ϕ_1 e θ_1 determina a dinâmica de curto prazo da série temporal de volatilidade resultante. Coeficientes θ_1 altos indicam que choques na variância condicional levam um longo tempo para se dissipar; ou seja, a volatilidade é “persistente”. Coeficientes ϕ_1 altos significam que a volatilidade reage muito intensamente aos movimentos de mercado (ALEXANDER, 2001).

Estudos empíricos apontam a existência de heteroscedasticidade nos resíduos dos modelos de séries temporais de taxas de câmbio. Bollerslev (1987), Baillie e Bollerslev (1989) e Diebold (1988) mostraram que os modelos GARCH (1,1) são eficientes para explicar as distribuições das taxas de câmbio à vista. McCurdy e Morgan (1987; 1988) também mostraram que os preços futuros de moedas podem ser adequadamente modelados pelo mesmo processo. Por fim, para o caso brasileiro, Goulart (2004) também atestou a existência de heteroscedasticidade condicional na série de taxas de câmbio real x dólar norte-americano na análise comparativa de vários modelos da família ARCH, no que tange à capacidade de previsão da volatilidade cambial brasileira.

2.2 Teorias sobre *hedge*

Em Finanças, o termo *hedge* diz respeito a uma ação ou decisão que tem por fim reduzir ou controlar alguma espécie de risco. Usualmente, a decisão de *hedge* diz respeito ao quanto se deve aportar de recursos em derivativos, em especial nos mercados futuros, para que se possa

controlar ou minimizar os riscos decorrentes de uma determinada exposição. Sendo assim, as teorias sobre *hedge* foram desenvolvidas no intuito de se definir a chamada *razão ótima de hedge*, que, segundo Lien, Tse e Tsui (2002), é o montante aportado em uma posição futura por unidade de exposição à vista de forma que o risco – medido pela variância da carteira formada por estes dois ativos – seja minimizado.

Desde o trabalho de Markowitz (1952), o risco passou a ser usado como variável importante no contexto das decisões financeiras. Em paralelo, vários teóricos buscaram derivar modelos para controlar esta variável. A primeira linha teórica neste sentido foi a teoria tradicional de proteção, pela qual a razão ótima de *hedge* é sempre 1. Esta teoria foi fortemente contestada por vários autores, principalmente em função de suas premissas. Estudos empíricos evidenciaram tais críticas, o que forçosamente levou ao desenvolvimento de novos modelos de proteção, dentre os quais o modelo convencional, que foi desenvolvido em seguida, valendo-se das técnicas de análise de regressão em séries temporais.

O advento dos trabalhos de Engle (1982), Bollerslev (1986) e Engle e Granger (1987) ocasionou o aprimoramento desta modelagem, pois, a partir destes trabalhos tornou-se possível incorporar à análise determinados comportamentos das variáveis que invalidavam os resultados e análises dos modelos convencionais de regressão linear. A identificação da cointegração entre preços à vista e futuro, bem como a presença de heteroscedasticidade condicional nos modelos, demandou mudanças na forma de estimação das razões de *hedge*.

A seguir, serão descritos com mais detalhes os principais modelos de *hedge*, desde a teoria tradicional até os modelos mais recentes e robustos, que permitem a incorporação dos conceitos acima citados. Para facilitar o entendimento do desenvolvimento teórico com o problema de pesquisa deste trabalho, optou-se por descrever, a partir de então, a evolução

histórica das teorias de *hedge* sob a ótica específica do risco cambial. Sendo assim, a exposição à vista sempre dirá respeito a um fluxo de caixa a vencer, comprado ou vendido, diretamente atrelado ao preço à vista do dólar norte-americano. Similarmente, a posição nos mercados futuros sempre se referirá aos contratos futuros de moeda estrangeira, em particular de dólares norte-americanos.

2.2.1 *A teoria tradicional e o modelo de proteção integral*

Como cita Ederington (1979), apesar de a teoria tradicional de *hedge* ter se desenvolvido antes dos anos 50, ela continua tendo importância para os estudos na área. Esta linha teórica enfatiza a capacidade de redução de risco dos mercados futuros, preconizando que uma posição comprada (vendida) em um dado ativo – *posição à vista* – pode ser protegida pela venda (compra) de uma *posição futura* de igual montante, mas de sinal contrário ao da anterior. Como observa Kwok (1987), esta teoria recomenda uma proteção integral sempre que haja uma exposição à vista. No contexto cambial, para cada dólar exposto em uma operação ativa (passiva) seria necessário adquirir a mesma quantia de dólares em contratos futuros. Seguindo o desenvolvimento de Ederington (1979), uma dada organização que tenha em um dado tempo t uma exposição cambial comprada (vendida) de X_S unidades de moeda estrangeira pode vender (comprar) X_F unidades de moeda estrangeira em contratos futuros de câmbio. Pela teoria tradicional, tem-se que:

$$X_S = -X_F$$

As teorias sobre proteção têm por fim encontrar a chamada “razão ótima de *hedge*”, montante aportado em uma posição futura por unidade de exposição à vista de forma que o risco seja minimizado. Esta medida pode ser expressa pela razão:

$$b = -\frac{X_F}{X_S} \quad (\text{equação 2.18})$$

em que o sinal negativo indica tão somente que a posição assumida em contratos futuros deve ser inversa à exposição à vista. Esta razão expressa o volume que deve ser negociado em contratos futuros em termos relativos ao volume da exposição à vista.

Sendo assim, pode-se dizer que a razão ótima de *hedge* sugerida pela teoria tradicional é igual a 1, já que $X_S = -X_F$. Tal resultado é condizente com a premissa assumida pelos teóricos tradicionais de que os preços à vista e futuro dos ativos possuem movimentos simétricos e proporcionais entre si (EDERINGTON, 1979).

Com o advento da teoria de carteiras de Markowitz (1952), a situação de *hedge* pode ser perfeitamente descrita pela construção de uma carteira de dois ativos, na qual os valores X_S e X_F acima descritos representam os pesos de cada ativo na carteira.

Assim, em um dado período t , pode-se determinar a expectativa de retorno desta carteira, $E(R_P)$, para o período seguinte, $t+1$, pela seguinte relação:

$$E(R_{P,t+1}) = X_S E(S_{t+1} - S_t) + X_F E(F_{t+1} - F_t) - K(X_F) \quad (\text{equação 2.19})$$

em que:

E : é o operador de expectativas;

$R_{p,t+1}$: é o retorno do *portfolio* protegido na data $t+1$;

S_{t+1} : é a taxa de câmbio à vista na data $t+1$;

S_t : é a taxa de câmbio à vista na data t ;

F_{t+1} : é a taxa de câmbio futuro na data $t+1$;

F_t : é a taxa de câmbio futuro na data t ; e

$K(X_F)$: é o termo correspondente aos custos de corretagem e transação envolvidos nas operações com contratos futuros, que é função da posição assumida em contratos futuros.

Ainda segundo o desenvolvimento de Markowitz (1952), a medida de risco associada a esta carteira é a variância, descrita pela relação:

$$\sigma_{R_p}^2 = X_S^2 \sigma_S^2 + X_F^2 \sigma_F^2 + 2X_S X_F \sigma_{SF} \quad (\text{equação 2.20})$$

em que:

σ_S^2 : é a variância dos retornos das taxas de câmbio à vista;

σ_F^2 : é a variância dos retornos das taxas de câmbio futuro; e

σ_{SF} : é a covariância entre os retornos das taxas de câmbio à vista com os retornos das taxas de câmbio futuro.

Assumindo que a diferença entre os preços à vista e futuro podem ser descritos por um operador de diferenças, Δ , tal que:

$$\Delta S_{t+1} = S_{t+1} - S_t; \quad \text{e} \quad \Delta F_{t+1} = F_{t+1} - F_t.$$

Reescreve-se a equação 2.19 usando as transformações acima:

$$E_t(R_{P,t+1}) = X_S E_t(\Delta S_{t+1}) + X_F E_t(\Delta F_{t+1}) - K(X_F) \quad (\text{equação 2.21})$$

O termo de esperanças, E , está empregado com o subscrito t para denotar que neste período, t , são formadas as expectativas de retornos para o período seguinte, $t+1$, tanto da carteira como um todo, $[E(R_P)]$, quanto dos ativos individuais que a compõem, $[E(\Delta S)$ e $E(\Delta F)]$.

Como no modelo de proteção integral, $X_S = -X_F$, pode-se colocar o primeiro em evidência e eliminar o segundo da equação acima:

$$E_t(R_{P,t+1}) = X_S [E_t(\Delta S_{t+1}) - E_t(\Delta F_{t+1})] - K(X_F) \quad (\text{equação 2.22})$$

Esta equação representa a expectativa de retorno de uma exposição cambial protegida pelo *modelo de proteção integral*, do período t ao período $t+1$. A respectiva variância da carteira formada por este modelo é:

$$\sigma_{R_P} = X_S^2 (\sigma_S^2 + \sigma_F^2 + 2\sigma_{SF}) \quad (\text{equação 2.23})$$

2.2.2 *A situação de exposição total*

A teoria tradicional foi desenvolvida para atenuar os riscos decorrentes de uma completa exposição a oscilações nos preços dos ativos. Um determinado modelo de proteção deve ser avaliado quanto à sua capacidade de redução dos riscos decorrentes de uma completa exposição às oscilações de preços de um dado ativo. Esta situação de exposição será denominada neste trabalho de *exposição total* ou de *posição desprotegida*.

Seguindo a notação apresentada na seção anterior, uma posição desprotegida é aquela na qual o montante aportado em contratos futuros é nulo, ou seja, X_F é igual a zero. Sendo assim, o retorno esperado desta posição pode ser descrito pela seguinte equação:

$$E_t(R_{U,t+1}) = X_S(\Delta S_{t+1}) \quad (\text{equação 2.24})$$

em que:

$R_{U,t+1}$: é o ganho ou perda decorrente da exposição cambial verificada entre as datas t e $t+1$.

A medida de risco relacionada a esta linha de ação pode ser deduzida pela variância do retorno desta carteira, ou seja:

$$Var(R_{U,t}) = X_S^2 \sigma_S^2 \quad (\text{equação 2.25})$$

Em função do crescente nível de oscilação das taxas de câmbio ocorridas no mundo a partir de meados da década de 70 – em particular no Brasil após 1999 –, é de se esperar que tal posição desprotegida não seja a mais adequada, pois resultará na assunção total do risco advindo da exposição cambial, que foi significativo em vários momentos deste período.

Fica claro até então que o enfoque da teoria tradicional recaía sobre o *controle* e, sobretudo, sobre a *minimização dos riscos* de oscilação dos preços dos ativos. Analisando esta abordagem mais a fundo, pode-se notar que o comportamento de aversão ao risco dos agentes econômicos já se via presente há muito tempo. Nos anos cinquenta, esta teoria sofreu suas primeiras críticas. Working (1953) argumentou que ela estava baseada em uma noção errônea de que os preços futuros aumentam ou decrescem *na mesma proporção* que os preços à vista, o que não se verificava na realidade. Adicionalmente, este autor mudou a visão tradicional de que o *hedger* é um agente que busca tão somente minimizar seu risco ao afirmar que “proteger nos mercados futuros envolve a compra ou venda de futuros em conjunção com outro compromisso, usualmente na expectativa de uma mudança favorável na relação entre os preços à vista e futuros” (1953, p. 326).

Analisando com rigor esta afirmativa, pode-se deduzir que Working (1953) defendia que o comportamento do agente seria similar ao de um especulador, na medida em que decide se efetuará ou não a proteção conforme suas expectativas acerca das mudanças na relação entre os preços à vista e futuro. Segundo esta lógica, se este agente tiver uma exposição ativa a um determinado risco de preço, ele somente irá vender contratos futuros se esperar uma queda nos preços do ativo em questão. Inversamente, o investidor que tiver uma posição vendida em um dado ativo somente irá se proteger nos mercados futuros se houver expectativas de aumento nos preços do referido ativo. Em suas conclusões, Working afirma que

descobriu-se que a proteção não é fundamentalmente um tipo de seguro, nem usualmente feita na expectativa de que preços à vista e futuros aumentem ou diminuam igualmente. É uma forma de arbitragem, empreendida mais comumente na expectativa de uma mudança favorável na relação entre os preços à vista e futuro. O fato de que os riscos com a proteção são menores do que sem ela é freqüentemente uma consideração secundária (1953, p. 342).

Essas conclusões serviram para que se integrasse o conceito de maximização do retorno à noção de aversão ao risco defendida pelos teóricos tradicionais. Sendo assim, Johnson (1960) e Stein (1962) redefiniram as bases para a evolução da teoria de *hedge* em um contexto de carteira no qual o agente ou investidor busca maximizar sua utilidade, que é função destas duas variáveis: retorno e risco.

2.2.3 *O modelo convencional*

Alguns autores ressaltam que a teoria tradicional tem por pressuposto o fato de que os preços à vista e futuro se movem conjuntamente e na mesma proporção (WORKING, 1953; EDERINGTON, 1979; KWOK, 1987). De fato, tal premissa mostra-se decerto irreal em termos empíricos, o que apontou para a necessidade de desenvolver novos modelos que levassem em consideração esta questão.

Johnson (1960) e Stein (1961) foram os primeiros a consolidar a questão da aversão ao risco presente na teoria tradicional com a percepção de maximização de lucros descrita por Working (1953). Ederington (1979) sintetiza todas as teorias de *hedge* produzidas até então, desenvolvendo o modelo convencional de *hedge*. Em primeiro lugar, reescreve-se a equação 2.21 vista anteriormente:

$$E_t(R_{P,t+1}) = X_S E_t(\Delta S_{t+1}) + X_F E_t(\Delta F_{t+1}) - K(X_F)$$

Isolando X_F na equação da razão de *hedge* ($X_F = -bX_S$) e substituindo na equação acima:

$$E_t(R_{P,t+1}) = X_S [E_t(\Delta S_{t+1}) - bE_t(\Delta F_{t+1})] - K(X_S, b) \quad (\text{equação 2.26})$$

$$E_t(R_{P,t+1}) = X_S [(1-b)E_t(\Delta S_{t+1}) + bE_t(\Delta S_{t+1}) - bE_t(\Delta F_{t+1})] - K(X_S, b) \quad (\text{equação 2.27})$$

Neste ponto, cabe definir o conceito de risco de base, que, em um dado momento t , pode ser expresso pela equação:

$$B_t = F_t - S_t \quad (\text{equação 2.28})$$

Em que:

B_t : é o risco de base no período t ;

F_t : é a taxa de câmbio futuro no período t ; e

S_t : é a taxa de câmbio à vista no período t .

Assim, pode-se dizer que a expectativa de variação na base do tempo t até $t+1$ será:

$$\begin{aligned} E_t(\Delta B_{t+1}) &= E_t(F_{t+1} - S_{t+1}) - E_t(F_t - S_t) \\ &= E_t(F_{t+1} - F_t) - E_t(S_{t+1} - S_t) \\ &= E_t(\Delta F_{t+1}) - E_t(\Delta S_{t+1}) \end{aligned} \quad (\text{equações 2.29})$$

Desta forma, pode-se rearranjar a equação 2.27 e incluir o termo acima:

$$E_t(R_{P,t+1}) = X_S [(1-b)E_t(\Delta S_{t+1}) - bE_t(\Delta B_{t+1})] - K(X_S, b) \quad (\text{equação 2.30})$$

A expectativa de retorno da carteira passa a ser função do retorno esperado da posição à vista e da variação esperada na base. Retomando a equação 2.26, a medida de risco associada a essa carteira é também a variância dos retornos, expressa conforme abaixo:

$$Var(R_{P,t+1}) = X_S^2 (\sigma_S^2 + b^2 \sigma_F^2 - 2b \sigma_{SF}) \quad (\text{equação 2.31})$$

Ederington (1979) buscou em seu trabalho encontrar uma razão b tal que *o risco fosse minimizado*, o que foi feito assumindo que a exposição ao risco, X_S , era constante, e tomando a derivada parcial da função da *variância* em relação a b :

$$\frac{\partial Var(R_{P,t+1})}{\partial b} = X_S^2 (2b \sigma_F^2 - 2 \sigma_{SF}) \quad (\text{equação 2.32})$$

Para encontrar o ponto de mínimo desta função, iguala-se esta derivada parcial a zero e isola-se o termo b , o que resulta em:

$$b = \frac{\sigma_{SF}}{\sigma_F^2} \quad (\text{equação 2.33})$$

Esta razão representa a proporção da exposição cambial à vista que deve ser protegida para que se alcance o máximo de redução na variância do retorno da carteira (CHAKRABORTY E BARKOULAS, 1999). Estes autores, dentre outros, tais como Kroner e Sultan, (1993) e Park e Switzer (1995) chegaram ao mesmo resultado utilizando uma abordagem microeconômica. Nesta perspectiva, um dado investidor tem uma *utilidade*, que é função das duas únicas variáveis de seu interesse, que são o retorno (valor esperado) e o risco (variância). A função que expressa esta utilidade dos investidores assume a seguinte forma:

$$EU(R_p) = E(R_p) - r Var(R_p) \quad (\text{equação 2.34})$$

em que r é o coeficiente de aversão ao risco de cada investidor ($r > 0$).

Para facilitar o desenvolvimento, admite-se que a razão de *hedge* também pode ser obtida se forem consideradas as medidas de retorno e risco *para cada unidade de moeda estrangeira exposta*, o que corresponde a considerar que X_S seja igual a 1. Desta forma, a equação de retorno esperado e a de variância da carteira podem ser reescritas na forma abaixo:

$$E_t(R_{P_{t+1}}) = E_t(\Delta S_{t+1}) - bE_t(\Delta F_{t+1}) - K(b) \quad (\text{equação 2.35})$$

$$\text{Var}(R_p) = \sigma_S^2 + b^2\sigma_F^2 - 2b\sigma_{SF} \quad (\text{equação 2.36})$$

Incluindo estas duas alterações na função de utilidade do investidor (equação 2.34), tem-se:

$$EU(R_p) = E(\Delta S_{t+1}) - bE(\Delta F_{t+1}) - K(b) - r(\sigma_S^2 + b^2\sigma_F^2 - 2b\sigma_{SF}) \quad (\text{equação 2.37})$$

Espera-se que o agente econômico, agindo conforme expectativas racionais, busque maximizar sua função de utilidade. Sendo assim, deve-se obter o ponto máximo desta função com relação a b , ou seja:

$$\underset{b}{\text{Max}} EU(R_p) = E(\Delta S_{t+1}) - bE(\Delta F_{t+1}) - K(b) - r(\sigma_S^2 + b^2\sigma_F^2 - 2b\sigma_{SF}) \quad (\text{equação 2.38})$$

Assim, a razão ótima de *hedge* que maximiza a função de utilidade do investidor é obtida encontrando-se a derivada parcial da função acima com relação a b e igualando-a a zero, o que resulta em:

$$b^* = \frac{2r\sigma_{SF} - E(\Delta F_{t+1})}{2r\sigma_F^2} \quad (\text{equação 2.39})$$

É usual – e facilmente verificável em termos empíricos¹⁴ – assumir que a série temporal de preços futuros, F_t , segue um processo martingal, que é representado pela seguinte formulação:

$$E(F_{t+1}) = F_t \rightarrow E(\Delta F_{t+1}) = 0 \quad (\text{equação 2.40})$$

Sendo assim, a expressão acima se reduz para o mesmo resultado encontrado na equação 2.33, que representa a razão ótima de *hedge* que maximiza a utilidade do investidor.

Este resultado foi obtido até então em um contexto de um só período, o qual vai de t a $t+1$. Como apontam vários autores, se a distribuição conjunta dos preços à vista e futuro da moeda estrangeira é constante no tempo, pode-se se estender este desenvolvimento para um contexto multiperíodo, assumindo uma função de utilidade separável no tempo (KRONER e SULTAN, 1993; CHAKRABORTY E BARKOULAS, 1999; BROOKS, HENRY e PERSAND, 2002). Neste aspecto específico, Kroner e Sultan afirmam que

a solução para a seqüência de razões de *hedge* $\{b_1, \dots, b_T\}$ resulta em $b_i = b_j \forall i, j$ e a razão de *hedge* é usualmente calculada como o estimador por mínimos quadrados ordinários de uma regressão que tem como variáveis dependente e independente, respectivamente ΔS_t e ΔF_t (1993, p. 537).

Desta forma, o estimador da razão de *hedge* corresponde ao coeficiente angular da reta de regressão linear expressa pela equação a seguir:

$$\Delta S_t = a + b\Delta F_t + \varepsilon_t \quad (\text{equação 2.41})$$

em que:

¹⁴ Foram feitos testes com as duas séries de futuros, tendo confirmado a hipótese acima tanto para as séries no nível quanto para as séries logarítmicas.

a : é o intercepto estimado da regressão;

b : é o coeficiente angular estimado da regressão; e

ε_t : é uma seqüência de resíduos independente e identicamente distribuídos (iid).

Este modelo é usualmente denominado de modelo *convencional*, ou *estático*. Recebe este segundo nome devido à premissa implícita de que a razão ótima de *hedge* deve ser usada de forma constante em todo o período analisado.

Segundo Kroner e Sultan (1993), existem dois problemas potenciais nos estudos empíricos sobre *hedge*. O primeiro diz respeito ao fato de que os preços à vista e futuros são usualmente cointegrados, fazendo com que a estimação do modelo de regressão por MQO seja mal-especificada, pois envolve a sobrediferenciação dos dados, obscurecendo a relação de longo prazo entre estas variáveis. A consequência desta má-especificação é um viés no coeficiente angular estimado para patamares inferiores ao seu real valor.

Outra questão citada por estes autores relaciona-se com o pressuposto de que o risco dos mercados à vista e futuro seja constante no tempo, implicando que a razão ótima de *hedge* seria constante em todo o período de análise. Para eles, esta premissa contrasta fortemente com a realidade, pois o nível de risco dos ativos muda com a chegada de novas informações ao mercado. Na realidade, a volatilidade dos ativos é variante no tempo e deve ser modelada para que as razões ótimas de *hedge* sejam otimizadas.

O modelo proposto por Kroner e Sultan (1993) leva em conta estes dois problemas, ao especificar as equações das médias por meio de um MCE, com uma estrutura de resíduos

GARCH. Caso as variáveis em análise apresentem estes comportamentos, é de se esperar que esta especificação produza razões de *hedge* mais eficientes do que as geradas pelo modelo convencional. Estes fatores serão considerados em separado nesta pesquisa: primeiramente, somente será levada em conta a cointegração entre as séries, mas ainda pressupondo a homoscedasticidade. Em seguida, incorpora-se ao modelo a heteroscedasticidade condicional na estimação das razões de *hedge*.

2.2.4 O modelo de correção de erros

Os modelos apresentados até então não consideram um fator importante na modelagem bivariada de séries temporais: a cointegração. Como explicitado na seção 2.1.2, caso se identifique sua existência, é necessário especificar a relação entre as variáveis em um Modelo de Correção de Erros.¹⁵ No contexto desta pesquisa, tal modelo assume a forma descrita no sistema de equações 2.42 a seguir:

¹⁵ O Modelo de Correção de Erros é um caso particular de uma classe de modelos multivariados denominada Vetores Auto-Regressivos (VAR). Nesta modelagem, assume-se que as defasagens de ordem m das k variáveis em análise servem para explicar o comportamento de todas as variáveis, estendendo a idéia dos modelos auto-regressivos (AR) para um contexto multivariado. No contexto bivariado em questão, o VAR assume o formato detalhado abaixo. Como pode ser visto adiante, a formulação do MCE equivale à do VAR, mas difere desta, pois o vetor de cointegração $(\ln S_{t-1} - \delta \ln F_{t-1})$ é variável independente nas duas equações do MCE.

$$\Delta S_t = \alpha_{0s} + \sum_{i=1}^m \beta_{1s,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2s,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st}$$

$$\Delta F_t = \alpha_{0f} + \sum_{i=1}^m \beta_{1f,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2f,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft}$$

$$\Delta S_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s} (\ln S_{t-1} - \delta \ln F_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \beta_{1s,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2s,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st}$$

$$\Delta F_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f} (\ln S_{t-1} - \delta \ln F_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \beta_{1f,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2f,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft}$$

em que:

S_t : é a taxa de câmbio à vista no período t ;

F_t : é a taxa de câmbio futuro no período t ;

Δ : é o operador da primeira diferença (logarítmica); e

m : é o número de defasagens de cada uma das variáveis dependentes a serem incluídas no lado direito das equações.¹⁶

Pode-se observar que na equação que tem ΔS_t como dependente o termo ΔF_t não consta como variável independente, mas sim suas defasagens de ordem m . A razão de *hedge*, neste caso, é derivada de forma distinta. Em um modelo univariado do tipo $y = a + bx + \varepsilon$, pode ser demonstrado que $Var(y) = E(\varepsilon^2) = Var(\varepsilon)$. De maneira similar, no modelo bivariado acima exposto pode-se admitir que $Var(\Delta S_t) = Var(\varepsilon_{st})$ e $Var(\Delta F_t) = Var(\varepsilon_{ft})$. Pelo mesmo raciocínio, pode-se deduzir que $Cov(\Delta S_t, \Delta F_t) = Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})$. Sendo assim, considerando a

¹⁶ No capítulo destinado à metodologia, será discorrido sobre o critério de escolha do número adequado de defasagens.

cointegração entre as duas variáveis analisadas por meio da estimação de um MCE, a razão de *hedge* é obtida por meio da matriz de covariâncias dos resíduos das duas equações:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} Var(\varepsilon_{st}) & Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) \\ Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) & Var(\varepsilon_{ft}) \end{bmatrix} \quad (\text{matriz 2.1})$$

Desta matriz, calcula-se a razão entre os dois termos localizados na segunda linha para a determinação da razão de *hedge*, que pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$b = \frac{\sigma_{SF}}{\sigma_F^2} = \frac{Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})}{Var(\varepsilon_{ft})} \quad (\text{equação 2.43})$$

Um dos pressupostos para a validade desta especificação, assim como a do modelo convencional, é a homoscedasticidade, ou seja, a variância dos resíduos constante no tempo. Por esse motivo, em termos teóricos, a razão de *hedge*, b , seria uma constante, razão pela qual não se incluiu no seu símbolo o subscrito t nos dois modelos anteriores.¹⁷

2.2.5 Modelo de correção de erros e GARCH

O modelo descrito na seção anterior, apesar de levar em conta a cointegração entre as taxas de câmbio à vista e futuro, não considera o caráter heterocedástico dos resíduos, frequentemente encontrado nos modelos de séries temporais, em especial de taxas de câmbio. Para considerar

¹⁷ No capítulo dedicado à metodologia, esta questão será melhor trabalhada, de forma a permitir que se estime estes modelos por meio de um procedimento dinâmico de janelas móveis.

estes dois pontos, deve-se adicionar àquela especificação uma estrutura GARCH de erros.

Conforme Kroner e Sultan,

o modelo de correção de erros impõe a relação de longo prazo entre S_t e F_t , e a estrutura de erros GARCH permite que os segundos momentos da distribuição variem ao longo do tempo. As razões ótimas de *hedge* podem então ser calculadas a partir da matriz de covariâncias do modelo estimado (1993, p. 536).

Sendo assim, considerando o caráter heteroscedástico dos modelos, a razão ótima de *hedge* passa a ser expressa pela seguinte relação:

$$b_t = \frac{h_{sf,t}}{h_{f,t}^2} \quad (\text{equação 2.44})$$

em que

$h_{sf,t}$: é a covariância entre os retornos à vista e futuro da moeda estrangeira no período t , condicionada ao conjunto de informações disponíveis em $t-1$; e

$h_{f,t}^2$: é a variância da série de retornos da taxa de câmbio futuro no período t , condicionada ao conjunto de informações disponíveis em $t-1$.

Sendo assim, os termos de variância e covariância condicionais podem ser modelados por meio de uma estrutura GARCH, no que se chama usualmente de um *hedge dinâmico*, pois a razão de *hedge* será sempre calculada em cada período t , condicionada ao conjunto de informações históricas disponíveis até esta data.

Várias especificações são propostas para modelar esta estrutura de erros e obter a matriz de covariâncias condicionais. O modelo original foi inicialmente desenvolvido por Bollerslev,

Engle e Wooldridge (1988). A volatilidade condicional por eles estimada foi incluída na equação da média em um modelo GARCH-M. Embora tenham modelado a média desta forma – o que não faria sentido em um contexto cambial –, a variância condicional foi especificada por um modelo multivariado GARCH, que assume a seguinte forma matricial:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= b + \delta \mathbf{H}_t \omega_{t-1} + \varepsilon_t \\ \text{vech}(\mathbf{H}_t) &= \mathbf{C} + \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_i \text{vech}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \mathbf{B}_j \text{vech}(\mathbf{H}_{t-j}) \\ \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim N(0, \mathbf{H}_t) \end{aligned} \quad (\text{equações 2.45})$$

em que:

vech : é um operador que toma a porção triangular superior de uma matriz e posiciona cada elemento em um vetor-coluna;

\mathbf{H}_t : é a matriz de covariâncias condicionais no período t ;

\mathbf{H}_{t-j} : é a defasagem de ordem j da matriz \mathbf{H}_t ;

ε_t : é um vetor de termos de erro da equação da média no período t ;

ε_{t-i} : é a defasagem de ordem i dos termos de erros da equação da média;

Ψ_{t-1} : é o conjunto de informações disponível em $t-1$; e

\mathbf{A}_i , \mathbf{B}_j e \mathbf{C} : são as matrizes de parâmetros a serem estimados na especificação GARCH.

A presença da matriz \mathbf{H}_t na equação da média configura o modelo GARCH-M proposto pelos autores. No modelo original – usualmente denominado de *vech*, devido à operação de vetorização das matrizes –, as variâncias e covariâncias condicionais dependem das defasagens de todas as variâncias e covariâncias condicionais dos retornos de todos os ativos, bem como dos termos de erro quadráticos e dos produtos cruzados de todos estes termos.

Vários autores apontam para os problemas de estimação deste modelo, tarefa árdua, mesmo em se tratando de poucos ativos. Na especificação para duas variáveis, as equações de variância e covariância condicionais contêm 21 parâmetros a serem estimados. A especificação para três variáveis exigiria a estimação de 78 parâmetros, e o aumento do número de variáveis pode tornar a estimação, em muitos casos, infactível. Por isso, os próprios autores do modelo propuseram uma especificação simplificada que reduz o esforço, o qual é usualmente denominado *vech diagonal*. Por meio deste modelo, assume-se que as matrizes A e B são diagonais, presumindo que as covariâncias condicionais dependam somente dos seus respectivos termos de erro e defasagens, reduzindo o número de parâmetros estimados para 9. Considerando uma estrutura bivariada de erros GARCH (1,1), o modelo *vech diagonal* pode ser descrito na sua forma analítica como sendo:

$$\begin{aligned} h_{s,t} &= c_1 + a_1 \varepsilon_{s,t-1}^2 + b_1 h_{s,t-1} \\ h_{f,t} &= c_2 + a_2 \varepsilon_{f,t-1}^2 + b_2 h_{f,t-1} \\ h_{s,t} &= c_3 + a_3 \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} + b_3 h_{sf,t-1} \end{aligned} \quad (\text{equações 2.46})$$

Após a criação destes dois modelos, vários ajustes foram desenvolvidos, no intuito de eliminar algumas de suas limitações. Uma desvantagem do modelo *vech* bastante citada na literatura é que não há garantia de uma matriz de covariâncias semidefinida positiva

(BROOKS, 2002; BROOKS, HENRY E PERSAND, 2002; ENGLE E KRONER, 1995; LIEN, TSE E TSUI, 2002). Por definição, uma matriz semidefinida positiva deve ter todos os elementos de sua diagonal principal positivos e ser simétrica com relação a esta diagonal. Intuitivamente, é necessário verificar estas propriedades por dois motivos: primeiramente, a estimação de uma variância – um valor quadrático – nunca deve ser negativa; em segundo lugar, a covariância entre duas variáveis quaisquer, x e y , deve ser a mesma, independente de qual série é tomada em primeiro lugar.

Neste sentido, outras formulações do modelo GARCH multivariado foram propostas de forma a garantir a “semidefinição positiva” da matriz de covariâncias. Este desenvolvimento teórico seguiu dois caminhos distintos. No primeiro, proposto por Engle e Kroner (1995), as formulações GARCH sofreram alterações, mas os modelos continuaram a ser estimados de forma bivariada. Estes autores propuseram uma formulação quadrática para os parâmetros do modelo *vech* original. O modelo foi batizado de BEKK, acrônimo de Baba, Engle, Kraft e Kroner, autores da versão preliminar do modelo. Brooks (2002) acrescenta que esta parametrização trata da dificuldade do modelo *vech* em garantir que a matriz \mathbf{H}_t é sempre definida de forma positiva. Formalmente, um modelo BEKK (p,q,K) pode ser descrito pela relação:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{\Omega}_0' \mathbf{\Omega}_0 + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_{ik}' \boldsymbol{\xi}_{t-i} \boldsymbol{\xi}_{t-i}' \mathbf{A}_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_{ik}' \mathbf{H}_{t-i} \mathbf{B}_{ik} \quad (\text{equação 2.48})$$

em que:

$\boldsymbol{\xi}_{t-i}$: é um vetor de termos de erros com defasagem de ordem i ; e

$\mathbf{\Omega}_0$, \mathbf{A}_{ik} e \mathbf{B}_{ik} são matrizes ($N \times N$), e $\mathbf{\Omega}_0$ é triangular superior.

Nesta especificação, o limite de soma K determina a generalidade do processo. Embora no artigo original Engle e Kroner (1995) tenham permitido a inclusão de variáveis exógenas na equação, optou-se por não considerar tal possibilidade para esta pesquisa. Uma primeira simplificação desta proposição é a especificação BEKK (1,1,1):

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{\Omega}_0' \mathbf{\Omega}_0 + \mathbf{A}_{11}' \boldsymbol{\xi}_{t-1} \boldsymbol{\xi}_{t-1}' \mathbf{A}_{11} + \mathbf{B}_{11}' \mathbf{H}_{t-1} \mathbf{B}_{11} \quad (\text{equação 2.49})$$

em que \mathbf{A}_{11} , \mathbf{B}_{11} e $\mathbf{\Omega}_0$ são matrizes $n \times n$ e $\mathbf{\Omega}_0$ é triangular.

Por motivos de parcimônia e simplicidade, pode-se impor mais uma restrição à formulação acima, que é o modelo *BEKK diagonal*. Nele, define-se que as matrizes \mathbf{A}_{11} e \mathbf{B}_{11} sejam diagonais. Considerando um contexto bivariado, no qual as duas variáveis de interesse são os retornos logarítmicos das taxas de câmbio à vista e futuro, s e f , a expansão destas matrizes fica da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{21} \\ 0 & \omega_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 & \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{f,t-1} \varepsilon_{s,t-1} & \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} & h_{sf,t-1} \\ h_{sf,t-1} & h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (\text{equações 2.50})$$

Neste modelo, é necessário estimar sete parâmetros para que se obtenha a matriz de covariâncias condicionais das séries. A determinação positiva desta matriz é garantida em

função da natureza quadrática dos termos do lado direito da equação 2.49. Engle e Kroner (1995, p. 10) apontam que “de fato, este é o ponto chave da parametrização BEKK: matrizes de covariância positivas definidas são geradas por parametrizações essencialmente irrestritas”.

A outra linha de desenvolvimento teórico voltada para solucionar as limitações do modelo *vech* foi iniciada por Bollerslev (1990). Neste trabalho, o autor sugeriu a estimação univariada da variância condicional de cada variável de interesse, aliada à estimação da correlação condicional entre elas. Feito isso, a covariância condicional é obtida como função das estimações anteriores.

Neste artigo, Bollerslev (1990) pressupõe uma *correlação condicional constante*, presumindo que em algumas aplicações as covariâncias condicionais variáveis no tempo podem ser tomadas como sendo proporcionais à raiz quadrada do produto das variâncias condicionais correspondentes:

$$h_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \quad (\text{equação 2.51})$$

em que a supressão do subscrito t no termo de correlação acima denota que ela é constante ao longo do tempo. Para Bollerslev (1990, p. 499), “a validade do pressuposto de constância temporal da correlação permanece uma questão empírica (...). Uma questão atrativa desta especificação está relacionada com a estimação e procedimentos de inferência simplificados”.

Bauwens, Laurent e Rombouts (2003) apontam que a principal crítica feita ao modelo de Bollerslev (1990) reside neste pressuposto, que parece irreal em muitos estudos empíricos. Tornou-se então necessário encontrar novas formas de parametrizar os modelos GARCH multivariados que não impusessem restrições tão severas aos dados. Assim, surgiram os

modelos de correlação condicional dinâmica, em duas formulações muito similares, propostas paralelamente por Engle (2002) e por Tse e Tsui (2002). Este modelo é uma generalização do modelo de correlação condicional constante, que permite que a matriz de correlações seja variante no tempo. Uma restrição adicional deste modelo é que esta matriz seja definida de forma positiva para todo t , pois senão os termos de covariância seriam negativos. O desenvolvimento teórico destes modelos não será aproveitado nesta dissertação, motivo pelo qual não serão detalhados.

2.2.6 *Considerações finais sobre os modelos*

O desenvolvimento dos modelos de proteção acompanhou a evolução dos estudos em séries temporais. Estes modelos passaram a incorporar os efeitos da heteroscedasticidade e da cointegração entre as séries, tornando o processo de estimação das razões ótimas de *hedge* cada vez mais complexo. Tal complexidade deve ser comparada com os potenciais ganhos advindos da melhor especificação dos modelos. Neste sentido, Tong (1996) pondera que modelos mais complexos nem sempre produzem maiores reduções na variância da carteira, sugerindo que a questão da complexidade \times efetividade deve ser verificada empiricamente.

Myers (1991) corrobora este pensamento ao afirmar que os modelos GARCH são muito mais difíceis de estimar, fato que levanta uma questão natural, a ser verificada, que diz respeito ao *trade-off* entre o esforço adicional decorrente da estimação de tais modelos *versus* um desempenho de *hedge* significativamente melhor, em comparação com modelos mais simples. Ainda para este autor, os resultados deste *trade-off*, invariavelmente, dependerão do caso em estudo. Tal discussão é aplicável para esta pesquisa, pois se a eficiência de *hedge* dos modelos

mais complexos for maior do que a dos modelos mais simples apenas em termos marginais, a sua utilização talvez seja inadequada para o contexto decisório relativo à proteção cambial.

2.3 Estudos comparativos entre modelos de proteção

Desde o trabalho de Ederington (1979), vários outros foram feitos no sentido de comparar a efetividade dos diversos modelos de proteção. A comparação entre os modelos tradicional e convencional foi feita por vários autores, os quais, em sua grande maioria, atestaram que a razão de *hedge* é freqüentemente menor que 1, indício de que o convencional é melhor que o integral, pois minimiza a variância da carteira (EDERINGTON, 1979; HILL e SCHNEEWEIS, 1982, SWANSON e CAPLES, 1986; KWOK, 1987). Resultados opostos foram encontrados por Fung e Leung (1991), que identificaram que o modelo de proteção integral é melhor que o convencional, em uma perspectiva *ex-ante*.

O modelo GARCH bivariado, proposto inicialmente por Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988) em suas formulações *vech* e *vech diagonal*, assim como o modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) e o modelo de correlação constante de Bollerslev (1990) foram amplamente utilizados na estimação das razões de *hedge*. No tocante à questão da cointegração, não se verifica uma unanimidade no uso do MCE para as equações da média. Em vários trabalhos, estas equações foram especificadas conforme os modelos ARMA.

Baillie e Myers (1991) examinaram a efetividade dos modelos dinâmicos de *hedge* nos mercados de *commodities*, e para isso usaram preços diários à vista e futuro de boi, café, milho, algodão, ouro e soja. Somente dois contratos futuros foram analisados para cada

commodity: um com vencimento em 1982 e outro em 1986. As equações da média foram modeladas por meio de um modelo de passeio aleatório sem deslocamento. Deve ser ressaltado que os autores efetuaram testes de cointegração, concluindo pela sua inexistência para todas as *commodities*. Por este motivo, não foi necessário especificar as equações da média por meio de um MCE. As variâncias condicionais foram estimadas por meio de um processo GARCH (1,1) bivariado, em duas especificações: *diagonal vech* e BEKK. Somente a primeira foi usada na comparação com o modelo convencional, em perspectivas dentro e fora da amostra

Tal comparação foi feita com base no percentual de redução da variância em relação à posição desprotegida. A comparação fora da amostra foi feita pela estimação dos modelos com os dados de 1986, simulando as regras de proteção sobre os contratos de vencimento em 1982. Desta forma, o modelo GARCH obteve um desempenho superior em relação ao modelo tradicional para todas as *commodities*, reduzindo em até 52% a variância em relação ao modelo sem proteção, no caso do algodão. A menor redução de risco foi observada no caso do café, na ordem de 7%. Baillie e Myers (1991) concluem que os modelos GARCH bivariados parecem ter desempenho significativamente melhor que os modelos de razão de *hedge* constante para quase todas as *commodities*, com a possível exceção do ouro.

Kroner e Sultan (1993) estimaram e testaram a efetividade de modelos de proteção para as seguintes moedas em relação ao dólar norte-americano: libra esterlina, dólar canadense, marco alemão, iene japonês e franco suíço. Foram tomadas séries de cotações semanais de fechamento destas taxas de câmbio. Os contratos futuros escolhidos foram os de vencimento mais próximo. A rolagem para o contrato seguinte foi feita três semanas antes do vencimento do contrato corrente. Quatro modelos foram estimados e comparados: o modelo de proteção

integral; o modelo convencional; o MCE – especificado com nenhum termo de defasagem como variável independente –; e o MCE com estrutura GARCH dos resíduos, este último especificado em sua formulação de correlação constante, proposta por Bollerslev (1990).

Os modelos convencional e de correção de erros apresentaram resultados bastante similares, não havendo nítida superioridade de um sobre o outro. Por fim, em termos dos resultados fora da amostra, Kroner e Sultan (1993) concluem pela superioridade do modelo GARCH bivariado, pois, com relação a todos os demais modelos, este apresenta redução do risco da carteira, a qual variou de 0,24% até 11,34%. Única exceção é feita ao modelo convencional para a libra esterlina, que apresentou variância 0,95% inferior ao modelo GARCH bivariado.

Uma segunda análise foi proposta por estes autores no que diz respeito à utilidade para os investidores. Eles afirmam que

investidores somente irão rebalancear suas carteiras quando os benefícios de fazê-lo superarem os custos ou, em outras palavras, quando o aumento esperado na utilidade decorrente do rebalanceamento for grande o suficiente para compensar os custos de transação que deverão ser incorridos (KRONER E SULTAN, 1993, p. 548).

Incorporando tais fatores, Kroner e Sultan (1993) concluem que o modelo GARCH é superior, mesmo considerando os custos de transação decorrentes dos rebalanceamentos. Deve ser assinalado que os modelos convencionais e de correção de erros foram estimados uma só vez para toda a amostra, resultando em uma única razão de *hedge* para todo o período.

A análise comparativa destes modelos de proteção também foi feita para o mercado de índices de ações, por Park e Switzer (1995). Estes autores usaram preços diários de fechamento dos índices *Standard & Poors 500* (S&P 500), *Major Market Index* (MMI) e *Toronto 35* (TSE 35). Os dados dos contratos futuros também foram obtidos em bases diárias, e ambas as séries tiveram suas frequências mudadas para uma base semanal, para incluir os efeitos dos

dividendos. Os contratos futuros escolhidos foram os de primeiro vencimento. A rolagem para o contrato seguinte foi feita uma semana antes da data de vencimento do contrato corrente. Quatro modelos foram estimados e comparados quanto à efetividade de *hedge*: o modelo de proteção total, o modelo convencional, o MCE e o modelo GARCH bivariado. Todos eles apresentam especificação idêntica à proposta por Kroner e Sultan (1993). O critério de comparação foi o percentual de redução da variância do modelo GARCH bivariado em relação aos três demais e também à situação de desproteção total.

Em termos de resultados, o modelo GARCH bivariado apresentou redução do risco em comparação com todos os modelos e para os três índices analisados, mas de forma menos eficiente para o TSE 35. Em termos metodológicos, o trabalho de Park e Switzer (1995) assemelha-se ao de Kroner e Sultan (1993): na comparação fora da amostra, apenas o modelo GARCH bivariado foi reestimado em um procedimento dinâmico de rolagem de janelas, enquanto que para os modelos convencional e de correção de erros, foi estimada a razão de *hedge* estática com a primeira metade da amostra, a qual foi mantida constante na construção da carteira para o restante do período. É possível que tal procedimento tenha influenciado o pior desempenho destes modelos, já que eles também poderiam ter sido estimados dinamicamente, como fora o GARCH bivariado.

Outro estudo no sentido da avaliação da efetividade de *hedge* cambial de diversos modelos foi empreendido por Chakraborty e Barkoulas (1999), utilizando-se das mesmas moedas escolhidas por Kroner e Sultan (1993). No entanto, distintamente deste trabalho, Chakraborty e Barkoulas (1999) tomaram a amostra em outro período e não consideraram a cointegração no estudo, pois não modelaram as equações da média por meio de um MCE. A estrutura GARCH para os resíduos também foi especificada de forma diferente, por meio do modelo

BEKK. As razões de *hedge* estimadas por este modelo foram comparadas com as obtidas pelos modelos de proteção integral e convencional, além da estratégia sem proteção, em termos de redução da variância da carteira.

A amostra deste estudo corresponde às séries de retornos logarítmicos das cinco moedas mencionadas, no período de janeiro de 1982 a dezembro de 1991, em bases semanais. As séries de preços correspondem às cotações de abertura das moedas no mercado à vista e às cotações de abertura do contrato de maturidade mais próxima que não esteja no mês de vencimento, ambas de cada quarta-feira do período total. Não havendo negócios neste dia da semana, os autores buscaram a cotação do próximo dia no qual houve negócios.

Os resultados empíricos de Chakraborty e Barkoulas (1999) não são conclusivos, dada a sua diversidade. No tocante à efetividade de *hedge* fora da amostra, os autores concluem que o modelo GARCH bivariado é superior aos demais somente no caso do dólar canadense. De forma inusitada, para as demais moedas este modelo se mostrou inferior ao convencional, até mesmo ao de proteção integral. Este último se mostrou o mais eficiente no caso do marco alemão. Os autores concluem pela inadequação do modelo GARCH bivariado para fins de proteção cambial em comparação aos demais modelos, o tradicional e o convencional.

Tais resultados trouxeram algumas inferências e sugestões por parte dos autores. A possível influência de *outliers* sobre as razões de *hedge*, bem como outras formas de especificação das equações da média e da variância condicional, e a questão da escolha dos contratos mais próximos são algumas das razões colocadas por Chakraborty e Barkoulas (1999) para explicar o desempenho inferior do modelo GARCH. Com relação à escolha dos contratos futuros, estes autores sugerem a utilização de contratos futuros de maturidade constante ou, ainda, o uso de mais de um contrato futuro, não apenas o de mais próximo vencimento. Tal sugestão

foi um dos motivadores para a utilização nesta pesquisa de duas séries de futuros, com critérios distintos de rolagem.

Outro estudo nesta linha de proteção dinâmica foi desenvolvido por Brooks, Henry e Persaud (2002), no qual a eficiência de *hedge* foi testada no mercado britânico de índices de ações. Os autores usaram os retornos à vista e futuro do índice de ações FTSE 100, no período compreendido entre 1º de janeiro de 1985 a 9 de abril de 1999, perfazendo um total de 3580 observações diárias.

Em termos metodológicos, os autores modelaram a média condicional por meio de um MCE bivariado, tendo incluído quatro defasagens de ambas as variáveis dependentes em cada uma das equações. O modelo GARCH bivariado utilizado por Brooks, Henry e Persaud (2002) seguiu a especificação BEKK, com a inclusão de uma matriz que permite considerar eventuais assimetrias na variância, de forma similar a um modelo TARCH¹⁸ (*Threshold ARCH*). Segundo os autores, esta especificação, além de permitir que a matriz de covariâncias varie ao longo do tempo, possibilita também incorporar a ela efeitos de assimetria, o que significa que a razão de *hedge* será sensível tanto ao tamanho como ao sinal da variação nos preços resultante da chegada de novas informações. Neste estudo, comparou-se a efetividade dos modelos GARCH bivariados – tanto em sua especificação simétrica como na assimétrica – com a do modelo de proteção integral, tendo como *benchmark* a situação de desproteção total.

¹⁸ O modelo TARCH foi originalmente proposto por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993). Tem por objetivo considerar a possibilidades de assimetrias no processo GARCH.

Os resultados evidenciam a capacidade reduzida do modelo GARCH em reduzir a variância da carteira, tanto dentro como fora da amostra. A simples implementação do modelo de proteção integral em comparação com a situação desprotegida já produz uma redução de aproximadamente 90% na variância considerando a avaliação fora da amostra. O modelo GARCH simétrico permitiu uma redução adicional de somente 2% na variância em relação ao modelo de proteção integral. Por fim, a incorporação dos efeitos de assimetria na especificação GARCH não produziu os resultados esperados, pois a variância se manteve praticamente inalterada em relação à obtida pelo modelo GARCH simétrico.

Uma abordagem adicional proposta por estes autores na avaliação da efetividade de *hedge* sugere o uso da medida de Exigência de Capital Mínimo de Risco, ou MCRR (*Minimal Capital Risk Requirement*), proposta inicialmente por Hsieh (1993). Esta medida tem por fim identificar a quantia mínima de capital exigida para absorver uma percentagem predefinida de possíveis perdas. Neste sentido, o objetivo destes autores foi identificar qual dos modelos produziu um menor MCRR, o que significa dizer que a carteira reduziu a necessidade de alocação de capital para cobrir possíveis perdas. Em termos de MCRR, o modelo de proteção total novamente mostrou-se melhor que a estratégia desprotegida, assim como os modelos GARCH mostraram-se melhores que o de proteção integral. Comparativamente, o GARCH assimétrico mostrou-se melhor que o simétrico, visto que os MCRRs resultantes do primeiro foram menores que do segundo. Os benefícios do uso do modelo assimétrico mostraram-se significativos no cálculo do MCRR para até um mês. Depois deste prazo, as estimativas de MCRR para prazos superiores não foram substantivamente diferentes entre as duas especificações do modelo GARCH.

O artigo de Brooks, Henry e Persaud (2002) não avaliou o modelo convencional de proteção, uma vez que o modelo de cointegração foi usado unicamente para gerar as séries de resíduos necessárias para modelar os processo GARCH bivariado simétrico e assimétrico. A comparação destes modelos foi feita com o modelo de proteção integral ($\beta = 1$) e com o modelo desprotegido ($\beta = 0$), o que pode ter tido influência nos resultados superiores do modelo dinâmico.

Por fim, deve-se ressaltar o trabalho de Lien, Tse e Tsui (2002), em que buscaram avaliar a eficiência de *hedge* do modelo GARCH bivariado em relação aos demais modelos para dez ativos distintos. Destes, três são taxas de câmbio (libra esterlina, marco alemão e iene japonês), cinco são *commodities* (soja, trigo, petróleo cru, milho e algodão) e dois são índices de ações (*New York Stock Exchange Composite* e *Standard & Poors 500*). Os dados foram tomados em uma base diária, compreendendo o período de janeiro de 1988 a junho de 1998, perfazendo um total de aproximadamente 2600 observações, dependendo do ativo. Quanto à escolha dos contratos futuros, os autores optaram por escolher o de vencimento mais próximo e por rolar para o seguinte uma semana antes do vencimento.

Em termos metodológicos, Lien, Tse e Tsui (2002) testaram a premissa de correlação constante entre as séries de retorno à vista e futuro, confirmando a verificação deste fato em oito dos dez ativos escolhidos, exceção feita ao iene japonês e ao algodão. O procedimento usado foi o teste de Tse (2000). Os modelos foram estimados em dois estágios: primeiramente, os autores estimaram as equações das médias por meio de modelos autorregressivos; depois, as razões ótimas de *hedge* foram estimadas por meio de um processo GARCH bivariado com correlação constante, conforme proposto por Bollerslev (1990). No tocante à efetividade de *hedge*, os modelos convencional e condicional foram inicialmente

estimados em uma janela com 1500 observações de preços. Feito isso, em ambos os modelos, procedeu-se com a movimentação da janela um dia à frente. Ou seja: as observações de número 1501 foram adicionadas, e as primeiras foram excluídas.

Os resultados apontados por Lien, Tse e Tsui (2002) foram interessantes. Em primeiro lugar, os mercados de moedas foram os que apresentaram maior correlação entre retornos à vista e futuro (aproximadamente, 0,97). Nestes mercados, as razões de *hedge* estimadas pelo modelo convencional foram maiores do que as estimadas pelo modelo condicional. Em termos da efetividade da proteção, os autores chegaram a uma conclusão uniforme: em cada mercado, o modelo convencional produziu variâncias menores do que o modelo condicional. Ademais, a diferença entre as medidas de variância se mostrou marginal em todos os ativos, com exceção do petróleo e do óleo de soja.

Lien, Tse e Tsui (2002) concluem que o modelo GARCH bivariado de correlação constante é mais adequado que o modelo convencional para descrição do comportamento dos dados, mesmo demandando custos computacionais adicionais em sua estimação. Todavia, não produz os benefícios desejados em termos de redução da variância da carteira, o que aponta para a maior adequação do modelo convencional no que tange à questão da proteção.

O trabalho destes autores chama a atenção pelo rigor do procedimento metodológico adotado, em comparação com os demais. Com exceção do trabalho de Chakraborty e Barkoulas (1999), todos os demais trabalhos acima citados adotaram um procedimento passível de crítica, do ponto de vista de Lien, Tse e Tsui (2002). Nesses artigos, as razões ótimas de *hedge* obtidas pelos modelos GARCH bivariados foram estimadas de forma dinâmica; ou seja, elas foram atualizadas ao longo do tempo, conforme o conjunto de informações disponível em cada momento, enquanto que as razões de *hedge* do modelo convencional foram estimadas de

forma estática. A justificativa subjacente a este fato é a premissa de homoscedasticidade dos modelos, implicando que a matriz de covariâncias das séries seja invariante no tempo.

A contribuição de Lien, Tse e Tsui (2002) está na sugestão de que o modelo convencional também seja estimado dinamicamente, em um procedimento de rolagem de janelas de tamanho fixo. O argumento destes autores para tal sugestão é que se as razões de *hedge* realmente variam com o tempo, seria justo que a comparação do modelo GARCH – dinâmico por natureza – com o convencional fosse feita de modo que este último também fosse reestimado constantemente ao longo do tempo e gerasse uma série temporal de razões de *hedge*.

A contribuição destes autores foi decisiva para este trabalho, na medida em que impõe a necessidade de se estimar os modelos convencional e MCE de forma dinâmica, para evitar vieses nas análises comparativas sobre a efetividade de *hedge* dos diversos modelos.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo, pretende-se detalhar o procedimento operacional necessário para que se possa analisar a efetividade de cada um dos modelos de proteção descritos no capítulo anterior. De início, é feita uma descrição do método e técnica de pesquisa utilizados, seguida pelo detalhamento das unidades de observação e de análise. Os tópicos seguintes dizem respeito ao instrumento de pesquisa e ao delineamento da pesquisa e da amostra. Os modelos utilizados também são detalhados, bem como a forma de utilização de cada um. Por fim, são apresentados os critérios de avaliação e comparação da efetividade de *hedge* de cada um dos modelos.

3.1 Método e técnica de pesquisa

A pesquisa realizada neste trabalho tem caráter analítico e comparativo, na medida em que seu objetivo principal consiste em avaliar a efetividade de *hedge* dos diversos modelos e compará-los entre si para identificar qual deles é o melhor em relação aos demais. Quanto aos meios, utilizou-se uma abordagem experimental *ex post facto*, na qual tomaram-se as cotações de taxas de câmbio passadas para avaliar qual teria sido a efetividade de *hedge* de cada um dos modelos no período escolhido para análise (VERGARA, 2000)

3.2 Unidades de análise e unidades de observação

Esta pesquisa tem como unidade de análise o mercado de câmbio brasileiro, o qual, por sua vez, divide-se em duas subunidades: o mercado de câmbio à vista; e o mercado futuro de câmbio. No primeiro, os negócios são realizados de modo que as respectivas liquidações financeiras ocorrem de forma imediata, em, no máximo, quarenta e oito horas a contar do fechamento do negócio. É no segundo mercado que se negociam os contratos futuros de dólar norte-americano, os quais serão os instrumentos por meio dos quais serão levadas a cabo as proteções cambiais ao longo do período analisado. De forma mais específica, as unidades de observação desta pesquisa são:

- o valor de abertura da taxa de câmbio à vista real/dólar norte-americano, observado durante o período de 04/01/99 a 30/09/04; e
- o valor de abertura da taxa de câmbio futuro real/dólar norte-americano, observado durante o mesmo período.

Quanto ao período escolhido para análise, seu início coincide com a adoção pelo governo brasileiro do regime de câmbio flutuante, que se deu a partir de janeiro de 1999. Tal escolha é congruente com o que se observa na literatura internacional sobre *hedge* cambial, que teve início com a derrocada do tratado de Bretton Woods, após a qual as oscilações entre as diversas moedas passaram a ocorrer livremente, estimulando a produção acadêmica acerca do tema *hedge cambial*. A escolha da data final deriva do tempo necessário para a realização das estimativas e posterior análise dos resultados propostos nesta pesquisa.

3.3 Instrumento de pesquisa

Para a realização desta pesquisa, os modelos econométricos foram estimados no *software* EViews 4.1 ®. Nele também foram feitas as estatísticas descritivas, os testes preliminares, bem como a estimação das razões de *hedge*. Neste software, as razões de *hedge* foram obtidas por meio de procedimentos de programação,¹⁹ por dois motivos: primeiro, porque, em relação aos modelos convencional e de correção de erros, a estimação manual de todas as razões seria uma tarefa árdua que poderia comprometer e atrasar a obtenção dos resultados; segundo, porque a estimação do modelo GARCH bivariado não está disponível nos menus convencionais do *software*. Estimadas as razões de *hedge* no Eviews 4.1 ®, a construção das carteiras e todos os procedimentos de avaliação da efetividade de *hedge* foram feitos no software Microsoft Excel 2000 ®.

3.4 Delineamento da pesquisa

3.4.1 Procedimentos de amostragem

A amostra desta pesquisa é formada por duas bases de dados distintas. A primeira corresponde às cotações diárias de abertura da taxa de câmbio à vista real x dólar norte-americano, observadas no período de 4 de janeiro de 1999 a 30 de setembro de 2004, perfazendo um total de 1427 observações,²⁰ dados obtidos da *Bloomberg*. A segunda base de

¹⁹ O procedimento de programação usado para estimar as razões de *hedge* deste modelo estão detalhados no ANEXO C desta dissertação.

²⁰ As séries de retornos possuem uma observação a menos (1426), em função da diferenciação da série de preços.

dados corresponde às cotações diárias de abertura da taxa de câmbio futuro real x dólar norte-americano, observadas no mesmo período, somando também 1427 observações de preços futuros. Estes dados foram obtidos na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), no seu endereço eletrônico na internet.²¹ Os preços de ajuste dos contratos futuros, necessários para o cálculo dos custos de transação decorrentes da negociação destes contratos, também foram obtidos da mesma forma nesta instituição.

3.4.1.1 Critérios de escolha dos contratos

Os contratos futuros de dólar norte-americano são transacionados na BM&F e possuem maturidades em todos os meses do ano, ocorrendo a liquidação efetiva no primeiro dia útil do mês de vencimento. Segundo informações obtidas no endereço eletrônico da BM&F, é permitida a negociação de contratos com vencimentos iguais ou inferiores a 24 meses. Deve-se ressaltar, no entanto, que os contratos com vencimentos mais próximos são aqueles que oferecem maior liquidez, razão pela qual em boa parte do período de análise os vencimentos dos contratos utilizados não ultrapassam sessenta dias. Entretanto, em vários casos, há mais de um contrato com maturidade inferior a este prazo, o que demanda a elaboração de um critério para definir qual contrato utilizar nestes casos.

A escolha do contrato futuro a ser usado para proteção envolve, primordialmente, a decisão sobre o procedimento de rolagem para o contrato seguinte. Pelo critério mais frequentemente empregado, utiliza-se o contrato com o maior volume negociado, pois a possibilidade de

²¹ O endereço eletrônico da BM&F é: www.bmf.com.br

negócio seria garantida em virtude do menor risco de liquidez deste contrato relativamente aos demais. Outro ponto que contribui para a escolha deste critério é o fato de que o mesmo minimiza o risco de base, que converge para zero à medida que o vencimento do contrato se aproxima.

Todavia, conforme sugerido por Chakraborty e Barkoulas (1999), o uso de outro critério de rolagem dos contratos futuros pode acarretar resultados distintos, que merecem investigação. Neste sentido, buscou-se definir dois critérios de escolha destes contratos. É sabido que os contratos com vencimentos inferiores a sessenta dias possuem liquidez elevada. Sendo assim, optou-se por criar duas séries de futuros, com os seguintes critérios de rolagem:

Série F1 – os contratos são escolhidos de forma que sejam rolados *sete dias* antes de seu vencimento; e

Série F2 – a rolagem para o contrato de vencimento seguinte é feita *28 dias* antes de seu vencimento, o que é viabilizado, pois em todos os dias da amostra existem contratos com maturidades superiores a esta.

3.4.1.2 Procedimento de janelamento dos dados

Para a estimação dos modelos dinâmicos de *hedge*, foi necessário definir uma janela de observações diárias de cotações de taxas de câmbio à vista e futuro a partir da qual fosse estimada a primeira razão de *hedge*. Sendo assim, a partir de uma amostra de 1426 observações de retornos, pretendeu-se criar uma janela de 500 observações diárias de retornos, o que corresponde a dois anos de dados históricos, presumindo que as cotações dos

dois últimos anos seriam suficientes para estimar razões de *hedge* adequadas. A definição acima produziria uma série de 926 razões de *hedge* e, conseqüentemente, 926 retornos diários para cada uma das carteiras.

Todavia, a estimação do modelo GARCH alterou esta determinação. Neste modelo em particular enfrentaram-se problemas de convergência na estimação com a fixação da janela neste tamanho. No procedimento de programação, foi necessário estimar valores iniciais dos parâmetros do modelo GARCH univariado, os quais seriam posteriormente usados no modelo bivariado. Tal estimação consistia em calcular a raiz quadrada destes parâmetros iniciais. Quando se estimou o modelo com 500 observações, nas primeiras iterações, os parâmetros ARCH apresentaram valores negativos, impedindo o cálculo da raiz quadrada e inviabilizando a continuidade da programação. Sendo assim, tornou-se impossível obter as razões de *hedge* com este tamanho de janela.

O primeiro passo foi aumentar a janela de estimação em um mês, perfazendo 514 observações, alteração que não resolveu o problema. Novamente, incorporou-se mais um mês, de forma que a janela ficasse com 532 observações de retornos. Feito isso, a estimação do modelo GARCH foi viabilizada, uma vez que a estimativa dos parâmetros iniciais não mais resultou em valores negativos. Sendo assim, o tamanho da janela foi reajustado, de forma que, para cada modelo, estimaram-se 894 razões de *hedge*, que vão do período $t=533$ ao $t=1426$, ou seja, de 28/02/01 a 29/09/04.

Uma discussão pertinente à escolha do tamanho da janela diz respeito ao quão importante são as informações de períodos muito distantes do momento t na explicação dos retornos de hoje. A escolha de uma janela com 532 observações de retornos implica aceitar que a taxa de câmbio de dois anos atrás é importante na determinação da razão de *hedge* a ser estimada

hoje, o que pode não ser realista. O resultado disso é que esta estimativa pode estar imbuída de “ruídos” referentes a acontecimentos ocorridos há até muito tempo e que, de fato, não tem real impacto na determinação do comportamento das taxas de câmbio atuais.

Os modelos GARCH “corrigem” esta incorporação de ruídos, em virtude de seu pressuposto de que a matriz de covariâncias tem comportamento auto-regressivo, atribuindo, portanto, mais importância para os acontecimentos recentes e menor peso aos mais remotos. Os demais modelos não dispõem de tal mecanismo; sendo assim, julgou-se conveniente estimar os modelos convencional e de correção de erros com uma janela de seis meses de observações, ou seja, com 125 observações de retornos. O pressuposto subjacente a esta decisão reside na hipótese de que acontecimentos anteriores a seis meses não mais têm influência na volatilidade das taxas de câmbio à vista e futuro.

3.4.1.3 Frequência dos dados e do reajuste das razões de *hedge*

No tocante à escolha da frequência dos dados, optou-se por tomar as cotações de abertura em bases diárias. Ao estimar razões de *hedge* em bases diárias, o rebalanceamento na quantidade de contratos futuros a manter em carteira, também diário, pode acarretar um incremento nos custos de transação envolvidos, sobrepondo eventuais resultados positivos relativos à efetividade dos modelos.

Sendo assim, para cada modelo foram criadas duas séries de razões de *hedge*: uma atualizada diariamente e outra, semanalmente, a cada quarta-feira, mantendo-se constante até a semana

seguinte. As razões de *hedge* desta última série, apesar de atualizadas desta forma, são estimadas com base nas cotações diárias das taxas de câmbio.

3.4.1.4 O tamanho da exposição cambial

Outro ponto que tem impacto no volume dos custos de transação e merece verificação é o volume da exposição cambial. Reproduzindo a equação 2.26, tem-se que

$$E_t(R_{P, t+1}) = X_S [E_t(\Delta S_{t+1}) - bE_t(\Delta F_{t+1})] - K(X_S, b)$$

Pode-se deduzir que o retorno esperado da carteira em $t+1$ depende dos custos de transação auferidos, K . Estes, por sua vez, são dependentes do volume de exposição à vista, X_S . Este nível, assim como a razão de *hedge*, b , determinarão o número de contratos futuros a comprar ou vender. Este cálculo, quando feito com um nível de exposição muito alto, permite um ajuste mais fino da quantidade necessária de contratos. Se o nível da exposição é pequeno, é necessário que se efetue um arredondamento maior do número de contratos a negociar, piorando o desempenho final dos modelos. Neste trabalho, optou-se por escolher dois níveis de exposição cambial: US\$ 1 milhão e US\$ 100 milhões. Considerando apenas esta questão, cada modelo foi estimado duas vezes, para avaliar o seu impacto nos resultados.

3.4.2 *Procedimentos preliminares*

Este trabalho tem como base de dados três séries temporais de cotações de taxas de câmbio. A primeira corresponde às cotações de abertura das taxas de câmbio à vista; a segunda é composta pelas taxas de câmbio futuro correspondentes aos contratos que têm vencimento superior a sete dias; a terceira refere-se às cotações de câmbio futuro, levando-se em conta o segundo critério de escolha dos contratos futuros, ou seja, aqueles que têm vencimento superior a 28 dias. Estas três séries de taxas de câmbio serão denotadas daqui em diante por S , $F1$ e $F2$, respectivamente.

Em alguns procedimentos, foi necessário usar o logaritmo natural das séries de cotações de preços. Nestas circunstâncias, adotaram-se para as três séries acima as respectivas notações: $\ln S$, $\ln F1$ e $\ln F2$. Em duas situações, estas séries serão usadas nesta forma, sem proceder com a diferenciação: a primeira é no teste de cointegração, no qual usualmente se trabalha com as variáveis neste formato; a outra é na estimação do MCE, no qual o termo de cointegração ($\ln S_t - \delta \ln F_t$) é composto pela combinação linear das duas variáveis em sua forma logarítmica.

Por fim, na estimação de todos os modelos foi necessário usar as séries de retornos. Com base na premissa do comportamento log-normal dos retornos das taxas de câmbio, estas séries foram transformadas conforme as equações abaixo, resultando em uma série de retornos logarítmicos, com 1426 observações.

$$s_t = \ln(S_t / S_{t-1}); \quad (\text{equação 3.1})$$

$$f1_t = \ln(F1_t / F1_{t-1}) \quad (\text{equação 3.2})$$

$$f2_t = \ln(F2_t / F2_{t-1}) \quad (\text{equação 3.3})$$

em que:

S_t : é a taxa de câmbio à vista no período t ;

$F1_t$: é a taxa de câmbio futuro da série 1 no período t ;

$F2_t$: é a taxa de câmbio futuro da série 2 no período t ;

s_t : é o retorno logarítmico das taxas de câmbio à vista para o período t ;

$f1_t$: é o retorno logarítmico da série 1 de cotações de câmbio futuro para o período t ; e

$f2_t$: é o retorno logarítmico da série 2 de cotações de câmbio futuro para o período t .

Estas séries de retornos foram utilizadas nos testes estatísticos preliminares, bem como nos modelos econométricos de estimação das razões de *hedge*. Para estas séries, as notações em letras minúsculas foram adotadas. Para efeito de simplificação, as notações presentes no restante deste capítulo omitirão os subscritos referentes à escolha das séries de futuros (1 ou 2). Todavia, no capítulo dedicado à apresentação e análise dos resultados estas notações serão reinsersidas.

3.4.3 *Estatísticas descritivas e testes de raiz unitária, cointegração e heteroscedasticidade*

O primeiro passo da verificação empírica consistiu em efetuar uma análise das estatísticas descritivas das séries de retornos à vista e futuro. Tais mensurações foram feitas para todo o período analisado. As estatísticas apresentadas são: média, mediana, desvio-padrão, curtose, assimetria, máximo, mínimo e o teste de normalidade de Jarque-Bera.

3.4.3.1 **Testes de raiz unitária**

Em seguida, procedeu-se com a verificação empírica da existência de raiz unitária nas séries. O teste efetuado para este fim é o de *Dickey-Fuller* (DF). Para melhor entender este procedimento, toma-se como exemplo uma série y_t , que segue um processo AR(1) da seguinte forma:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.4})$$

Se esta série for I(1), o coeficiente estimado da equação acima será $\phi = 1$, indicando a raiz unitária do processo, verificada pela simples não-rejeição da hipótese nula $H_0: \phi = 1$ em um teste t do parâmetro estimado. Entretanto, a verificação empírica usualmente é feita nas séries diferenciadas, subtraindo, nos dois lados da equação, a primeira defasagem da série, y_{t-1} :

$$y_t - y_{t-1} = \phi y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ou}$$

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.5})$$

em que $\theta = \phi - 1$. Feita esta mudança, a hipótese nula de raiz unitária pode ser testada pela formulação $H_0: \theta = 0$. Este teste somente é válido se o processo for AR(1). Caso apresente comportamento auto-regressivo de ordens superiores, o teste de Dickey-Fuller não captará adequadamente a presença de raiz unitária na série, sendo necessário usar o *teste Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Este teste consegue captar raízes unitárias em processos auto-regressivos de ordens superiores a 1, por meio da inclusão de termos defasados das diferenças da variável y_t no lado direito da equação, conforme abaixo:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.6})$$

De forma similar, o teste é feito analisando-se a significância estatística do parâmetro θ por meio da mesma hipótese nula do teste DF: $H_0: \theta = 0$.

Com relação ao teste ADF e aos testes de raiz unitária em geral, Brooks (2002) argumenta que eles têm pouco poder nos casos em que a variável é estacionária mas tem sua raiz próxima do limite da não-estacionariedade. Segundo ele, é comum verificar que, por exemplo, em processos auto-regressivos de primeira ordem AR(1) com raiz 0,95 os testes de raiz unitária não são rejeitados, mesmo que a série seja estacionária. Neste caso, Brooks (2002) sugere adotar um *teste de estacionariedade*, no qual se assume este comportamento como hipótese nula e como alternativa que a série é integrada de primeira ordem. Assim, o teste de estacionariedade sugerido é o KPSS, acrônimo de seus autores, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

Ao contrário dos testes de raiz unitária, este tem como hipótese nula a estacionariedade da série. Segundo os autores, citados por Schlitzer (1996), um dado processo y_t pode ser descrito como a soma de três fatores: uma tendência determinística, t ; um passeio aleatório, r_t ; e um termo de erro estacionário, ε_t :

$$y_t = \delta t + r_t + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.7})$$

em que $r_t = r_{t-1} + \mu_t$

Nesta configuração, a hipótese nula é de que a variância do termo de erro do processo de passeio aleatório, σ_μ^2 , seja zero. Sendo válida esta hipótese, y_t é estacionário ao redor de uma constante (se $\delta=0$) ou é estacionário na tendência (se $\delta \neq 0$).

Nesta pesquisa, assume-se que os processos que regem as taxas de câmbio à vista e futuro não possuem tendência determinística.²² Assim, não há necessidade de incluir o termo de tendência linear na equação 3.7 acima, que pode ser reescrita da seguinte forma:

$$y_t = r_t + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.8})$$

Ainda segundo Schlitzer (1996), a implementação do teste se dá da seguinte forma: estima-se uma regressão da variável y_t sobre uma constante (no caso de estacionariedade no nível) ou

²² Nos testes ADF realizados nas três séries originais (S , $F1$ e $F2$), incluiu-se o termo de tendência na equação. Nos três testes implementados, o parâmetro estimado se mostrou estatisticamente igual a zero, a 5% de significância, comprovando a premissa de inexistência de tendência determinística nas séries analisadas.

sobre uma constante mais uma tendência linear (no caso de estacionariedade na tendência). A regressão a ser estimada é então:

$$y_t = c + \delta t + e_t \quad (\text{equação 3.9})$$

Nesta pesquisa, impõe-se a restrição de que o parâmetro δ seja zero, pelos motivos já mencionados. Segundo Schlitzer (1996), o teste de estacionariedade é baseado em uma estatística LM do tipo:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / s_\varepsilon^2 \quad (\text{equação 3.10})$$

em que

s_ε^2 é a estimativa da variância de ε_t ; e

$$S_t^2 = \sum_{i=1}^t e_i^2$$

Schlitzer (1996) aponta que a distribuição da estatística LM não é padrão e que para permitir pressupostos menos rígidos sobre o comportamento de ε_t pode-se estimar sua variância de longo prazo pelo método de Newey e West (1987), que é consistente à correlação serial e à heteroscedasticidade, segundo formulação abaixo:

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{k=1}^l w(k,l) \sum_{t=k+1}^T e_t e_{t-k} \quad (\text{equação 3.11})$$

em que l é o parâmetro de limitação das defasagens (*lag truncation parameter*) e $w(k,l)$ é uma função correspondente à escolha de uma janela espectral. Kwiatkowski *et al.* (1992) sugerem o emprego de uma janela Bartlett, de forma que $w(k,l) = 1 - k/(l+1)$. Sendo assim, a estatística de teste se modifica para:

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (\text{equação 3.12})$$

Segundo Schlitzter (1996), este teste é unicaudal, cujos valores críticos fornecidos por Kwiatkowski *et al.* (1992) foram obtidos por meio de simulação de Monte Carlo.

3.4.3.2 Teste de cointegração

Após identificada a raiz unitária nas séries, deve-se implementar o teste de cointegração para checar a necessidade de especificação de um MCE. Este teste pode ser feito por três métodos diferentes: a) o de Engle e Granger (1987); b) o de Engle e Yoo (1987); e c) o de Johansen (1988). Como aponta Brooks (2002), o procedimento de Engle e Yoo (1987) adiciona um passo a mais na metodologia do primeiro, o qual é algebricamente técnico, não contribuindo para reduzir as suas deficiências. Sendo assim, é necessário escolher entre dois procedimentos: o primeiro e o terceiro. Para Alexander (2001), o teste de Engle e Granger (1987), baseado em MQO, busca a combinação linear entre as variáveis que produza a *variância mínima*, enquanto que o procedimento de Johansen (1988) busca a combinação linear que seja *mais estacionária*. Ainda segundo Alexander,

existem boas razões para preferir a metodologia de Engle e Granger (1987) em muitas aplicações financeiras de cointegração:

- é de fácil implementação e interpretação;
- do ponto de vista do gerenciamento de riscos, o critério de mínima variância de Engle e Granger é usualmente mais importante que o de máxima estacionariedade de Johansen;
- com frequência, há uma escolha natural da variável dependente nas regressões de cointegração, por exemplo, na gestão de carteiras que buscam reproduzir os índices de ações;
- o viés de pequena amostra da metodologia de Engle e Granger pode não ser um problema, já que o tamanho da amostra geralmente é muito grande em análises financeiras e o vetor de cointegração é super-consistente (2001, p. 361).

Sendo assim, optou-se por adotar o procedimento de Engle e Granger (1987), pelos motivos acima descritos. Tendo feito os testes de raiz unitária nas três séries logarítmicas de taxas de câmbio ($\ln S$, $\ln F1$ e $\ln F2$), tal como descrito acima, foi implementado o procedimento destes autores, em dois passos: primeiramente, estima-se o modelo de regressão por MQO abaixo:

$$\ln S_t = c + \delta \ln F_t + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.13})$$

Feito isso, realizam-se os testes de raiz unitária e estacionariedade (ADF e KPSS, respectivamente) na série de resíduos da equação acima, ε_t . As taxas de câmbio à vista e futuro serão cointegradas com vetor de cointegração $(1, -\delta)$ se cada uma delas, individualmente, seguir um processo I(1) e se os resíduos forem estacionários. Em termos práticos, a identificação da cointegração entre preços à vista e futuros indica que a base é um processo estacionário.

Alexander (2001, p. 35) aponta ainda que na análise de cointegração entre duas variáveis “não importa qual variável é tomada como dependente. Há apenas um vetor de cointegração, que, quando estimado por uma regressão de x em y , é o mesmo do que quando a regressão for de y em x ”.

3.4.3.3 Teste de heteroscedasticidade

Por fim, o último teste empreendido buscou identificar a presença de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva para que se pudesse ter uma noção prévia do desempenho do modelo GARCH bivariado, pois para Goulart (2004) a identificação de tal característica é fundamental para justificar a aplicação de modelos da família ARCH.

Foram analisados os resíduos de duas especificações. Na primeira, assumindo que não há cointegração entre as séries de cotações de câmbio à vista e futuro, estimou-se o modelo de regressão da equação 2.41. A outra especificação adotada, admitindo a cointegração entre as séries, assume a forma de um MCE semelhante ao das equações 2.42.

Nas duas especificações, tomaram-se as séries de resíduos – no MCE, são duas séries, uma para cada equação –, com as quais procedeu-se com o teste ARCH-LM (ARCH – *Lagrange Multipliers*), conforme abaixo:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (\text{equação 3.14})$$

em que:

ε_{t-n} : são os resíduos quadráticos com defasagem n , em que $n = 0, \dots, p$;

α_0 : é o intercepto; e

α_p : são os estimadores para os termos de defasagem p .

Este procedimento testa a hipótese nula de que $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$. Caso a mesma seja rejeitada, pode-se concluir pela presença de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva, ou seja, de efeitos ARCH no modelo. A idéia por detrás deste teste está em identificar se a variância do modelo [$Var(y_t) = Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2)$] possui caráter auto-regressivo. O número total de defasagens p a ser utilizado será definido após a visualização do correlograma de autocorrelação parcial dos resíduos quadráticos do modelo acima estimado.

3.5 Os modelos e a estimação das razões ótimas de *hedge*

A especificação e avaliação da efetividade dos modelos de proteção envolve duas etapas distintas. Na primeira, estimam-se as razões de *hedge* de acordo com cada um dos modelos. Para os modelos de proteção integral e de desproteção integral, uma só razão de *hedge* será válida para todo o período analisado. Os três modelos restantes (convencional, MCE e MCE-GARCH) serão estimados de forma dinâmica; ou seja, a cada dia será estimada uma nova razão que será válida para rebalancear a carteira naquele dia.

Na segunda etapa, procede-se com os cálculos necessários para a avaliação da efetividade de cada um dos modelos. As razões de *hedge* estimadas na primeira etapa são usadas na construção das carteiras compostas pelos dois ativos em questão: o dólar norte-americano e os contratos futuros desta mesma moeda. O detalhamento destas duas etapas será feito nas seções a seguir.

3.5.1 Os modelos de proteção integral e de desproteção integral

Os modelos estáticos são assim denominados por presumir que a razão de *hedge* é constante no tempo. No modelo de proteção integral, a razão de *hedge* a ser usada em todo o período será igual a um ($b = 1$). Inversamente, a situação de desproteção integral presume que não será feita nenhuma negociação em contratos futuros no intuito de reduzir ou controlar os riscos cambiais. Sendo assim, sua razão de *hedge* será zero em todo o período ($b = 0$).

3.5.2 O modelo convencional

O modelo convencional considera a existência do risco de base, na medida em que pressupõe que os movimentos das taxas de câmbio à vista e futuro não são inteiramente proporcionais, em contraposição ao modelo de proteção integral. Nesse sentido, deve-se identificar uma razão de *hedge* que minimize o risco da carteira, por meio da estimação da equação de regressão abaixo pelo método de MQO:

$$s_t = a + bf_t + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.15})$$

em que a razão de *hedge* é o coeficiente angular desta reta, expresso pela relação:

$$b_{MQO} = \frac{Cov(s_t, f_t)}{Var(f_t)} \quad (\text{equação 3.16})$$

Este modelo também recebe a denominação de *estático*, devido ao pressuposto a ele subjacente de que a razão ótima de *hedge* deve ser usada de forma constante em todo o

período analisado, já que a matriz de covariâncias é constantes no tempo. Todavia, no tocante a esta questão, Grammatikos e Saunders (1983, p. 295) observam que

um grande problema do uso de modelos de regressão simples por mínimos quadrados ordinários em períodos longos é o pressuposto subjacente de que o coeficiente angular da regressão, ou, no caso de futuros, a razão ótima de *hedge*, é estável ao longo de todo o período. [...] Em particular, a imposição *a priori* desta restrição de que os coeficientes são estáveis ao longo do tempo, quando na verdade eles podem ser instáveis, pode viesar significativamente a estimativa da razão ótima de *hedge* e por conseguinte a efetividade do *hedge*. Tais especificações podem resultar em decisões de *hedge* sub-ótimas e custosas pelos participantes do mercado.

Essa observação confirma a necessidade de se desenvolver um modelo de *hedge* mais adequado à realidade, em consonância com o trabalho de Lien, Tse e Tsui (2002). Uma primeira solução para este problema, proposta por Grammatikos e Saunders (1983), consiste em estimar o modelo usando janelas móveis ao longo do tempo para identificar, embora de forma simples, o caráter variável das razões ótimas de *hedge*.

É importante ressaltar que o enfoque do trabalho destes autores recai sobre a verificação da constância das razões de *hedge* cambial com futuros. Adaptando o modelo destes autores à realidade desta pesquisa, o modelo convencional acima descrito assume um caráter dinâmico, na medida em que é definida uma janela de tamanho fixo com 532 observações de retornos, a qual servirá de base para a estimação das razões de *hedge*. Formalmente, estima-se a equação abaixo:

$$s_t = a + b_t f_t + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3.17})$$

em que $t = i + 531$, e $i = 1, \dots, 894$.

A estimação das razões de *hedge* desta forma demanda a inclusão do subscrito t na sua fórmula para denotar seu caráter variável:

$$b_{MQO,t} = \frac{Cov(s_t, f_t)}{Var(f_t)} \quad (\text{equação 3.18})$$

É importante ressaltar que os subscritos acima referem-se às séries de retornos, que possuem uma observação a menos que a série de cotações das taxas de câmbio. Por isso, a estimação acima termina em $t = 1425$, que corresponde ao 1425º retorno, observado no dia de número 1426, ou seja, em 29/09/04.

A primeira razão estimada servirá de base para a decisão acerca do nível de proteção neste mesmo dia, $t = 532$. Feito isso, a janela de retornos se move um dia à frente, excluindo-se a primeira observação de retornos – do dia $t = 1$ – e incluindo-se a observação seguinte à última utilizada na estimação anterior, referente à data $t = 533$. Neste procedimento, mantém-se fixo o tamanho da janela em 532 observações de retornos diários. Feito isso, uma nova razão de *hedge* é obtida e usada para decidir quanto ao nível de proteção a ser adotado nesta data. Este processo de rolagem da janela de estimação continua até o final da amostra, resultando em uma série de 894 razões de *hedge* diárias e, conseqüentemente, o mesmo número de rebalanceamentos diários.

O rebalanceamento da carteira será feito de forma contemporânea; ou seja, a razão de *hedge* estimada em um dado momento t é usada para rebalancear a carteira neste mesmo dia. Já que se trabalhou com cotações de abertura, permitiu-se pressupor que o investidor rebalanceará sua posição logo após incluir no modelo os preços de abertura – à vista e futuro – daquele dia e estimar uma nova razão de *hedge*.

3.5.3 Modelo de correção de erros (MCE)

O MCE tem a vantagem sobre o convencional de considerar o relacionamento de longo prazo entre as duas variáveis analisadas. Sua estimação será feita conforme as equações abaixo:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(\ln S_{t-1} - \delta \ln F_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \beta_{1s,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2s,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st} \\ \Delta F_t &= \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(\ln S_{t-1} - \delta \ln F_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \beta_{1f,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2f,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft}\end{aligned}\quad (3.19)$$

Quanto ao número de m defasagens das variáveis dependentes que deverão ser incluídas no lado direito das equações, Brooks (2002) sugere a utilização de algum critério de informação, pois os testes de razão de verossimilhança apresentam limitações para estes fins. Dois procedimentos são usualmente empregados: o Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério de Informação de Schwarz (SIC). Brooks (2002) pondera ainda que o SIC incorpora um termo de penalidade mais rigoroso que o AIC, razão pela qual adotou-se o primeiro na determinação do número de defasagens do MCE. Conforme o manual do *software* econométrico *E-views*® (2002), o CIS apresenta a seguinte formulação:

$$SIC = -2l / T + n \cdot \ln(T) / T \quad (\text{equação 3.20})$$

em que $n = k(d + pk)$ é o número total de parâmetros a ser estimado no VAR.²³ A especificação que minimizar o critério de informação deve ser a escolhida.

²³ Nesta fórmula, d é a quantidade de variáveis exógenas, k é a quantidade de variáveis endógenas e p é o número de parâmetros por equação no VAR.

Diferentemente do modelo convencional, a obtenção das razões ótimas de *hedge* pelo MCE se dá pela estimação da matriz de covariâncias, Σ_t , dos resíduos acima, pelo método de mínimos quadrados ordinários:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} Var(\varepsilon_{st}) & Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) \\ Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) & Var(\varepsilon_{ft}) \end{bmatrix} \quad (\text{matriz 3.1})$$

Desta forma, as razões de *hedge* deste modelo serão obtidas pela relação:

$$b_{MCE,t} = \frac{Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})}{Var(\varepsilon_{ft})} \quad (\text{equação 3.21})$$

A estimação do MCE também se fará de forma dinâmica, em um procedimento de rolagem de janelas idêntico ao que foi implementado no modelo convencional, o que permite a variação das razões de *hedge* ao longo do tempo, sem que seja necessário modelar a volatilidade das séries.

3.5.4 *Modelo condicional (GARCH bivariado)*

A utilização do modelo condicional demanda que se defina primeiramente a relação entre as variáveis, especialmente se há ou não cointegração entre elas. Não se verificando tal comportamento, as equações das médias das variáveis serão modeladas por meio de um processo bivariado de passeio aleatório com deslocamento, tal como:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= \mu_s + \varepsilon_{st} \\ \Delta F_t &= \mu_f + \varepsilon_{ft}\end{aligned}\quad (\text{equações 3.22})$$

Entretanto, se for identificada a cointegração entre as taxas de câmbio à vista e futuro, estas séries serão especificadas por meio de um MCE similar às equações 3.19 apresentadas na seção anterior. Na parametrização deste modelo, foi imposta a restrição de que o vetor de cointegração fosse fixado em $(1, -1)$, pois tal imposição resulta em uma simplificação dos procedimentos de programação necessários para estimar os modelos. Em termos empíricos, estimativas preliminares dos modelos de correção de erros corroboram tal restrição, visto que o coeficiente δ se mostrou bem próximo de -1 .

Considerando o caráter heteroscedástico dos resíduos, as variâncias condicionais dos mesmos foram modeladas por um processo GARCH bivariado, com a especificação *BEKK diagonal* $(1,1,1)$:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{\Omega}_0' \mathbf{\Omega}_0 + \mathbf{A}_{11}' \xi_{t-1} \xi_{t-1}' \mathbf{A}_{11} + \mathbf{B}_{11}' \mathbf{H}_{t-1} \mathbf{B}_{11} \quad (\text{equação 3.23})$$

em que \mathbf{A}_{11} , \mathbf{B}_{11} e $\mathbf{\Omega}_0$ são matrizes $n \times n$, $\mathbf{\Omega}_0$ é triangular e \mathbf{A}_{11} e \mathbf{B}_{11} são matrizes diagonais.

A expansão destas matrizes pode ser vista nas equações 2.50. Neste caso, as razões de *hedge* serão estimadas por meio da divisão da covariância condicional dos resíduos das duas equações da média pela variância condicional dos resíduos da equação que tem como variável dependente a série de retornos futuros:

$$b_{GARCH,t} = \frac{h_{sf,t}}{h_{ff,t}} \quad (\text{equação 3.24})$$

A escolha desta especificação para a estimação dos modelos GARCH se deu em função de sua parcimônia – sete parâmetros a serem estimados – e, sobretudo, da garantia de que as matrizes de covariâncias serão semidefinidas positivas.

Do ponto de vista do procedimento de estimação dos parâmetros, Bawens, Laurent e Rombouts (2003) apontam que, geralmente, a estimação dos modelos GARCH multivariados é feita pelo método de máxima verossimilhança. A função de log-verossimilhança usualmente maximizada para a estimação deste modelo, que será empregada neste trabalho, é a seguinte:

$$\ln L(\theta) = -\frac{TN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |\mathbf{H}_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \xi_t' \mathbf{H}_t^{-1} \xi_t \quad (\text{equação 3.25})$$

em que $\theta = \{a_{11}, a_{22}, b_{11}, b_{22}, \omega_{11}, \omega_{21}, \omega_{22}\}$ é o vetor de sete parâmetros a serem estimados de forma a maximizar a função de log-verossimilhança.

3.6 A avaliação da eficiência dos modelos de proteção

A avaliação do desempenho dos modelos de proteção é uma tarefa à parte da estimação das razões de *hedge*. De posse destas estimações, é possível construir uma carteira de *hedge*, composta por dois ativos: um corresponde à exposição à vista; o outro, à posição em contratos futuros, a qual é determinada pelas razões de *hedge* estimadas. Sendo assim, pode-se calcular o retorno efetivo desta carteira do período t ao período $t+1$ pela seguinte relação:

$$r_{C,t+1} = X_S \cdot (s_{t+1} - b_t f_{t+1}) - ct_t \quad (\text{equação 3.26})$$

em que ct_t corresponde aos custos de transação diários decorrentes da negociação dos contratos futuros no período t , cujo procedimento de cálculo será mais bem detalhado adiante. A razão de *hedge* estimada a cada momento t servirá para compor o retorno do período seguinte, o que faz com que seja construída uma série de retornos diários da carteira para cada modelo. Uma medida de retorno aplicável nesta análise é o retorno médio da carteira ao longo de todo o período no qual foram estimadas as razões de *hedge*, ou seja, dos últimos 894 dias do período:

$$\bar{r}_C = \frac{1}{N} \sum_{t=533}^T r_{C,t+1} \quad (\text{equação 3.27})$$

em que $N = 894$. Tendo obtido a medida de retorno global da carteira, pode-se derivar a medida de risco a ela associada, por meio do cálculo da variância da série de retornos semanais:

$$Var(r_C) = \frac{1}{N-1} \sum_{t=533}^T (r_{C,t+1} - \bar{r}_C)^2 \quad (\text{equação 3.28})$$

A efetividade dos modelos de proteção está relacionada à magnitude de redução do risco que cada um deles consegue obter. Sendo assim, a posição desprotegida ($\beta = 0$) é tomada como *benchmark* e a medida de efetividade de um dado modelo de *hedge*, M , é dada pela relação:

$$\Delta Var_M = \frac{Var(r_{C,desprotegida}) - Var(r_{C,M})}{Var(r_{C,desprotegida})} \quad (\text{equação 3.30})$$

Se a variância deste modelo M for menor que a variância da posição desprotegida, a razão acima será positiva e, portanto, indicará o nível de redução do risco da carteira obtido com a implementação do respectivo modelo. Por outro lado, caso algum modelo resulte em uma variância *maior* do que aquela da situação desprotegida, a razão acima resultará em um valor negativo, que indica um aumento no risco da carteira, em comparação com a situação de desproteção integral.

3.6.1 *A consideração dos custos de transação*

No cálculo dos retornos diários das carteiras, foram considerados os custos de transação, no intuito de fazer com que a análise fosse mais realista. Segundo informações do endereço eletrônico da BM&F, existem, basicamente, dois custos operacionais relacionados à negociação de contratos futuros de dólar norte-americano. O primeiro deles é a *Taxa Operacional Básica*, que corresponde a 0,12% sobre a base de cálculo abaixo descrita, sujeita ao valor mínimo estabelecido pela bolsa:

$$BC = (PA_{t-1} \cdot M) \quad (\text{equação 3.29})$$

em que:

BC : é a base de cálculo;

PA_{t-1} : é o preço de ajuste do dia anterior, referente ao primeiro vencimento em aberto; e

M : é o multiplicador do contrato, estabelecido em 50.000.²⁴

O outro custo de transação envolvido refere-se às *Taxas da Bolsa* (emolumentos e fundos), que corresponde a 1,2% da Taxa Operacional Básica. Ambos os custos são devidos no dia útil subsequente ao da realização de negócios no pregão e foram deduzidos do retorno da carteira nos dias em que foram incorridos. Por fim, por motivos de simplificação da pesquisa, optou-se por não considerar a movimentação financeira referente aos ajustes diários decorrentes da conta de margem. Acredita-se que esta decisão não influirá nos resultados obtidos.

3.6.2 *Considerações metodológicas finais*

Os resultados desta pesquisa serão compostos pela construção de várias carteiras, cada uma delas considerando uma configuração distinta. Além dos cinco modelos a serem comparados, existem ainda outros cinco fatores de variação que influirão nos resultados: as séries de futuros escolhidas (F1 x F2); o procedimento de janelamento (532 x 125 observações); o reajuste das razões de *hedge* (diário x semanal); o volume exposto (US\$ 100MM x 1MM); e o período analisado.

²⁴ As cotações do dólar futuro fornecidas pela BM&F são em “R\$ / US\$ 1.000,00”, valendo também para os preços de ajuste. Neste trabalho, dividiu-se estas cotações por 1.000 para obter a série de cotações do dólar na forma “R\$ / US\$ 1,00”, similar às cotações à vista. Sendo assim, para calcular corretamente a base de cálculo, foi necessário ajustar o multiplicador de 50 para 50.000, para compensar a transformação feita nos preços de ajuste.

No que tange a este último fator, como a amostra de análise é bastante longa (894 observações), decidiu-se investigar se o desempenho dos modelos é uniforme ao longo do tempo ou se há variações na avaliação comparativa em períodos distintos no tempo. Espera-se que os modelos GARCH sejam superiores aos demais em momentos nos quais os dados históricos disponíveis para a estimação exibem forte variação na volatilidade. Em períodos de estabilidade do risco cambial, espera-se que os modelos lineares respondam bem, não sendo necessário modelar a volatilidade para estimar as razões de *hedge*. As séries de retornos das carteiras foram então divididas em três subperíodos de igual tamanho: a) de 01/03/01 a 15/05/02; b) de 16/05/02 a 25/07/03; e c) de 28/07/03 a 30/09/04. Embora o critério de subdivisão tenha sido arbitrário, em função do tamanho das séries de retornos, acredita-se que possa produzir resultados interessantes, em virtude do comportamento histórico distinto dos dados usados para estimar as razões de *hedge* em cada um destes subperíodos. Assim, para cada conjunto de configurações possíveis dos fatores de variação descritos, todas as análises relativas à efetividade de *hedge* serão feitas quatro vezes: uma para o período total e uma para cada subperíodo. Desta forma, para cada um dos subperíodos e também para o período total, é possível identificar 46 resultados distintos, pois cada variação em item permite novas configurações, que terão resultados distintos. O QUADRO 01 mostra todas as configurações possíveis:

QUADRO 1

Matriz de configurações dos possíveis resultados

(continua)

Result.	Modelo	Série de Futuro	Amostra (obs)	Reajuste das razões	Exposição
1	$b = 0$	-	-	-	100MM
2	$b = 0$	-	-	-	1MM
3	$b = 1$	F1	-	-	100MM
4	$b = 1$	F2	-	-	100MM
5	$b = 1$	F1	-	-	1MM
6	$b = 1$	F2	-	-	1MM
7	b_{MQO}	F1	532	diário	100MM
8	b_{MQO}	F2	532	diário	100MM
9	b_{MQO}	F1	125	diário	100MM
10	b_{MQO}	F2	125	diário	100MM
11	b_{MQO}	F1	532	semanal	100MM
12	b_{MQO}	F2	532	semanal	100MM
13	b_{MQO}	F1	125	semanal	100MM
14	b_{MQO}	F2	125	semanal	100MM
15	b_{MQO}	F1	532	diário	1MM
16	b_{MQO}	F2	532	diário	1MM
17	b_{MQO}	F1	125	diário	1MM
18	b_{MQO}	F2	125	diário	1MM
19	b_{MQO}	F1	532	semanal	1MM
20	b_{MQO}	F2	532	semanal	1MM
21	b_{MQO}	F1	125	semanal	1MM
22	b_{MQO}	F2	125	semanal	1MM
23	b_{MCE}	F1	532	diário	100MM

Fonte: elaborado pelo autor da dissertação.

QUADRO 1

Matriz de configurações dos possíveis resultados

(conclusão)

Result.	Modelo	Série de Futuro	Amostra (obs)	Reajuste das razões	Exposição
24	b_{MCE}	F2	532	diário	100MM
25	b_{MCE}	F1	125	diário	100MM
26	b_{MCE}	F2	125	diário	100MM
27	b_{MCE}	F1	532	semanal	100MM
28	b_{MCE}	F2	532	semanal	100MM
29	b_{MCE}	F1	125	semanal	100MM
30	b_{MCE}	F2	125	semanal	100MM
31	b_{MCE}	F1	532	diário	1MM
32	B_{MCE}	F2	532	diário	1MM
33	b_{MCE}	F1	125	diário	1MM
34	b_{MCE}	F2	125	diário	1MM
35	b_{MCE}	F1	532	semanal	1MM
36	b_{MCE}	F2	532	semanal	1MM
37	b_{MCE}	F1	125	semanal	1MM
38	b_{MCE}	F2	125	semanal	1MM
39	b_{GARCH}	F1	532	diário	100MM
40	b_{GARCH}	F2	532	diário	100MM
41	b_{GARCH}	F1	532	semanal	100MM
42	b_{GARCH}	F2	532	semanal	100MM
43	b_{GARCH}	F1	532	diário	1MM
44	b_{GARCH}	F2	532	diário	1MM
45	b_{GARCH}	F1	532	semanal	1MM
46	b_{GARCH}	F2	532	semanal	1MM

Fonte: elaborado pelo autor da dissertação.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A apresentação e a análise dos resultados serão feitas em duas etapas. Na primeira, será feito um detalhamento das características das variáveis do ponto de vista estatístico, considerando as estatísticas descritivas, os testes preliminares de raiz unitária, cointegração e heteroscedasticidade condicional. Na segunda, faz-se a análise comparativa das razões de *hedge* estimadas e apresentam-se os resultados relativos à efetividade dos modelos de *hedge*.

4.1 Análises estatísticas preliminares

4.1.1 Estatísticas descritivas

As estatísticas descritivas foram feitas para as três séries de retornos logarítmicos (s , $f1$ e $f2$) e apresentadas na TAB. 01:

TABELA 1

Estatísticas descritivas das séries de retornos das taxas de câmbio.

<i>Estatísticas Descritivas</i>	<i>Séries de Retornos Logarítmicos</i>		
	<i>S</i>	<i>f1</i>	<i>f2</i>
Média	0,000603	0,000601	0,000601
Mediana	0,000175	0,000000	0,000000
Máximo	0,099031	0,105513	0,113345
Mínimo	-0,101680	-0,113944	-0,085614
Desvio-Padrão	0,012674	0,013215	0,013048
Assimetria	0,570652	0,590335	0,781111
Curtose	15,10293	15,06702	12,63040
Jarque-Bera	8780,803	8734,666	5655,588
valor-p	0,00000	0,00000	0,00000

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Nota: amostra de 1426 observações de retornos, compreendendo o período de 05/01/99 a 30/09/04.

Conforme mostra a TAB. 01, as três séries de retornos possuem medidas de tendência central próximas de zero, o que sinaliza para a hipótese de passeio aleatório das mesmas. Como também era esperado, todas as séries apresentaram valores expressivos de curtose, indicando uma distribuição de probabilidades leptocúrtica, com aspecto mais pontiagudo que a curva normal. Apresentam também assimetria à direita, indicada pelos coeficientes positivos.

Tendo encontrado esses resultados, é de se esperar que as séries não apresentem distribuição normal de probabilidade. O teste de Jarque-Bera confirmou esta premissa, uma vez que a estatística de teste das três séries foi bastante alta e o valor p , desprezível, o que leva à rejeição da hipótese de normalidade das séries de retornos.

4.1.2 *Testes de raiz unitária*

O teste ADF de raiz unitária foi realizado para as três séries de cotações de câmbio. Em cada uma, foram feitos três testes: nas séries originais de taxas de câmbio (S , $F1$ e $F2$); nas séries logarítmicas ($\ln S$, $\ln F1$ e $\ln F2$); e nas séries de retornos logarítmicos (s , $f1$ e $f2$). A hipótese nula do teste ADF assume que a série possui raiz unitária e sua rejeição indica que a série é estacionária e, portanto, apta para ser usada em um modelo de regressão.

TABELA 2

Testes de raiz unitária (ADF) e de estacionariedade (KPSS) das séries

<i>série</i>	<i>ADF</i>		<i>KPSS</i>
	<i>t</i>	<i>valor p</i>	<i>LM</i>
<i>S</i>	-2,0201	0,2782	3,8047
<i>F1</i>	-2,0215	0,2777	3,8728
<i>F2</i>	-2,0395	0,2699	3,9247
<i>ln S</i>	-2,8670	0,0495	4,0230
<i>ln F1</i>	-2,8687	0,0493	4,0657
<i>ln F2</i>	-2,8965	0,0460	4,0963
<i>s</i>	-26,9843	0,0000	0,2504
<i>f1</i>	-28,1620	0,0000	0,2596
<i>f2</i>	-28,9226	0,0000	0,2974

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Nota: valores críticos para o teste ADF, segundo MacKinnon (1996): -3,4347 (1%); -2,8634 (5%); -2,5678 (10%). Valores críticos assintóticos para o teste KPSS, segundo Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992): 0,7390 (1%); 0,4630 (5%); 0,3470 (10%). Níveis de significância entre parêntesis.

Como mostra a TAB. 02, o teste ADF indica que as três séries no nível apresentam raiz unitária, o que era esperado. Tomando as séries dos logaritmos das taxas de câmbio, a hipótese nula é marginalmente rejeitada a 5% para as três séries, admitindo-se a sua estacionariedade. Todavia, a um nível de significância mais exigente, 1%, não se rejeita a hipótese nula de que os processos são não-estacionários. Por fim, para todas as séries de retornos logarítmicos, rejeita-se a hipótese nula em favor da estacionariedade, mesmo a 1% de significância.

Para contornar as limitações já mencionadas dos testes ADF, foi também implementado o teste KPSS de estacionariedade em todas as séries (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992), cujos resultados também estão apresentados na TAB. 02. A rejeição da hipótese de raiz unitária das

séries logarítmicas verificada no teste ADF é contraposta com a clara rejeição da hipótese nula de estacionariedade observada pelo resultado do teste KPSS, considerando o mesmo nível de significância de 5%. Para as séries no nível e as de retornos, o teste KPSS produziu os mesmos resultados que o ADF, atestando que as primeiras não são estacionárias e que as últimas o são, mesmo ao nível de significância de 10%, que é pouco exigente.

Em virtude das limitações do teste ADF e do caráter marginal da rejeição para as séries logarítmicas (a 5%), pode-se inferir a partir dos resultados acima que estas séries também apresentam raiz unitária, assim como as séries originais, no nível. Por fim, conclui-se que as séries de retornos das taxas de câmbio são estacionárias, portanto adequadas para serem usadas nos modelos estatísticos propostos neste trabalho.

4.1.3 *Testes de cointegração*

Os testes de cointegração foram feitos nas séries logarítmicas. O procedimento adotado para identificar tal comportamento foi o método de Engle e Granger (1987), conforme descrito na seção 3.4.3.2. Em primeiro lugar, testou-se a cointegração entre os logaritmos dos preços à vista ($\ln S$) e os logaritmos da primeira série de preços futuros ($\ln F1$). Em seguida, os testes foram refeitos, adotando, alternativamente, a segunda série de logaritmos dos preços futuros ($\ln F2$). A TAB. 03 reporta os testes de raiz unitária e estacionariedade feitos nos resíduos das duas regressões:

TABELA 3

Teste de Cointegração de Engle e Granger entre as séries de taxas de câmbio

<i>Séries</i>	<i>ADF</i>		<i>KPSS</i>
	<i>T</i>	<i>valor p</i>	<i>LM</i>
<i>ln S e ln F1</i>	-4,4387	0,0003	0,2449
<i>ln S e ln F2</i>	-4,1890	0,0007	0,2987

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Nota: as variáveis indicadas na coluna “*Séries*” foram empregadas em uma regressão simples por MQO, em sua forma logarítmica. Os testes ADF e KPSS foram feitos para atestar a estacionariedade dos resíduos das regressões estimadas.

Como os testes de raiz unitária indicaram previamente, as séries originais e logarítmicas são I(1). Como os resíduos da regressão estimada da equação 3.13 se mostraram estacionários, conclui-se pela cointegração entre as séries de taxas de câmbio à vista e futuro, resultados que são válidos para as duas séries de preços futuros, *F1* e *F2*.

Feito isso, o passo seguinte para a especificação do MCE é a determinação do número de defasagens a serem incluídas no lado direito das equações. Conforme sugerido por Brooks (2002), o parâmetro de escolha foi o Critério de Informação de Schwarz (SIC), estimado conforme equação 3.20 deste trabalho. Foram estimados MCEs com várias especificações de defasagens. Os resultados estão detalhados na TAB. 04. Utilizando a série F1 de cotações de dólar futuro, o resultado do SIC sugere a utilização de duas defasagens, pois é esta especificação que minimiza o referido critério. Da mesma forma, considerando, alternativamente, a série F2, conclui-se pela escolha de quatro defasagens na especificação do MCE.

TABELA 4

Escolha do número de defasagens das variáveis no MCE

Nº de Defasagens	SIC (ln F1)	SIC (ln F2)
0	-12,83997	-12,66507
1	-12,89599	-12,82964
2	-12,90042 *	-12,85250
3	-12,88831	-12,85773
4	-12,87400	-12,86933 *
5	-12,87060	-12,85075
6	-12,87643	-12,84709

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

4.1.4 Testes de heteroscedasticidade

Neste trabalho, foi empregado o teste ARCH-LM para verificar a existência de heteroscedasticidade condicional nos resíduos das equações estimadas. Este teste, implementado no modelo convencional e no MCE, é adequado como exame prévio para a necessidade do uso dos modelos da família GARCH. Foi escolhido o número máximo de 36 defasagens no teste para que mesmo correlações seriais de ordens superiores fossem captadas na série de resíduos quadráticos. Apresentam-se os resultados desse teste na TAB. 05:

TABELA 5

Teste ARCH-LM de heteroscedasticidade condicional. Modelo: convencional

<i>Estatísticas</i>	$s_t = \alpha + \beta f1_t + \varepsilon_t$	$s_t = \alpha + \beta f2_t + \varepsilon_t$
F	21,2330	27,2591
valor-p	0,0000	0,0000
Nº Obs * R ²	501,7976	584,3417
valor-p	0,0000	0,0000

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Os mesmos testes foram efetuados nos resíduos dos Modelos de Correção de Erros, cujos resultados estão apresentados na TAB. 06. Foram utilizadas 36 defasagens dos resíduos quadráticos no teste, após ter observado os correlogramas destas séries:

TABELA 6

Teste ARCH-LM de heteroscedasticidade condicional. Modelo: MCE

<i>Estatísticas</i>	Variáveis: <i>s</i> e <i>f1</i>		Variáveis: <i>s</i> e <i>f2</i>	
	<i>Variável Dependente</i>		<i>Variável Dependente</i>	
	<i>s</i>	<i>f1</i>	<i>s</i>	<i>f2</i>
F	15,0727	10,1974	16,9861	15,3973
valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Nº Obs * R ²	397,7327	296,5733	432,4895	403,8063
valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação

Nota: os testes foram feitos em cada uma das séries de resíduos do modelo bivariado. Foram estimados dois MCE's, um deles com a primeira série de futuros, e o outro com a segunda. A escolha do número de defasagens seguiu os critérios descritos acima.

As séries de resíduos quadráticos das equações estimadas apresentam comportamento auto-regressivo, pois a significância geral do modelo, expressa por sua estatística *F*, indica a existência de efeitos ARCH nos modelos convencionais de proteção estimados por MQO e nos modelos de correção de erros. Como mostram as duas colunas à direita da TAB. 06, a substituição da série *f1* pela série *f2* não alterou as conclusões.

Os resultados até aqui apresentados apontam para algumas inferências. Em primeiro lugar, em função da cointegração verificada entre as séries de preços futuros e à vista, é de se esperar que um modelo de correção de erros seja mais adequado para estimar as razões de *hedge* do que o de regressão linear simples e, portanto, seja melhor que o convencional em termos da efetividade de *hedge*.

Em segundo lugar, os resultados dos testes ARCH-LM apontam para a existência de heteroscedasticidade condicional nos resíduos do modelo convencional e do MCE, o que é um indício para o melhor desempenho do modelo GARCH bivariado sobre os demais, que não levam em consideração tal comportamento. Assim, é de se esperar, a partir dos testes preliminares, que quanto ao nível de efetividade de *hedge*, os melhores modelos sejam, nesta ordem, o MCE-GARCH bivariado, o MCE homoscedástico, o convencional e, por fim, o de proteção integral. Espera-se também que este último seja mais eficiente que a posição desprotegida, na qual a razão de *hedge* é nula ao longo de todo o período.

4.2 Comparação entre os modelos: a efetividade de *hedge*

Os resultados relativos à efetividade da proteção também são bastante diversificados. Em virtude desta diversidade, optou-se por apresentá-los analisando um fator de variação por vez. Foram feitos cortes transversais nos resultados totais, de forma a permitir o isolamento de cada fator e a proceder com as análises pertinentes ao impacto de cada um deles.

Em primeiro lugar, serão feitas as análises comparativas entre os cinco modelos, mantendo os demais fatores constantes. A análise do impacto da escolha das séries de contratos futuros será feita em segundo lugar, seguida pela análise do impacto do tamanho da amostra. Como explicitado na seção 3.4.1.2, para reduzir o nível de “ruído” nos modelos lineares em relação ao modelo GARCH optou-se por estimar aqueles com uma janela de 125 observações de retornos. Após a análise do impacto do tamanho da amostra nos resultados, a questão da mudança no critério de reajuste das razões de *hedge* será verificada, seguida, por fim, pela análise do impacto do volume da exposição nos resultados. A análise de todas estas variações

será feita considerando o resultado das carteiras no período compreendido entre 01/03/01 e 30/09/04 e nos três subperíodos definidos na seção 3.6.2, com o objetivo de identificar se há distinção significativa nos resultados em períodos de diferentes comportamentos das taxas de câmbio.

4.2.1 Efetividade de hedge dos modelos

Cada um dos resultados das possíveis configurações dispostas no QUADRO 01 serão comparados quanto à capacidade que cada um tem em reduzir a variância da situação de desproteção integral. Como os resultados das carteiras estão em termos monetários, optou-se por montar duas carteiras desprotegidas, para facilitar a análise: a primeira considerando uma exposição cambial de US\$ 100.000.000,00; a segunda, de US\$ 1.000.000,00.

4.2.1.1 A análise comparativa dos modelos de proteção

A primeira análise comparativa feita diz respeito aos modelos de proteção. Pode-se perceber que, ao se considerar o período completo, o retorno médio diário de uma situação desprotegida é positivo, o que também se verifica para o primeiro e o segundo subperíodo. No terceiro, o retorno médio é negativo e pequeno em termos absolutos, mas desprezível em termos relativos (-0,004% a.d.). Quanto ao nível de risco cambial, nota-se um maior nível de variabilidade no segundo subperíodo, que corresponde ao período pré e pós-eleitoral de 2002. De julho de 2003 em diante (início do terceiro subperíodo), o nível de volatilidade histórica do dólar se reduz bastante, configurando-se no subperíodo no qual esta oscilação foi a menor.

Apresentam-se na TAB. 07 os resultados das carteiras desprotegidas para todo o período e para os três subperíodos:

TABELA 7
Carteiras desprotegidas: resultados finais

Período	Exposição	Retorno	Risco (σ^2)
Total	100 MM	37.725,34	1.698.369.509.747,66
	1MM	377,25	169.836.950,97
1	100 MM	69733,24	1.343.454.570.964,35
	1MM	697,33	134.345.457,10
2	100 MM	47533,73	3.276.450.097.938,21
	1MM	475,34	327.645.009,79
3	100 MM	-4090,95	483.761.718.651,72
	1MM	-40,91	48.376.171,87

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Os demais modelos de proteção serão avaliados quanto à sua capacidade em reduzir o risco cambial decorrente destas situações desprotegidas. Estes oito resultados acima serão usados como *benchmark* para avaliar o nível de redução do risco promovido pelo emprego dos modelos de proteção. O primeiro modelo analisado é o de proteção integral, cuja efetividade de *hedge* das suas quatro possíveis configurações estão apresentadas na TAB. 08:

TABELA 8
Efetividade de *hedge* dos modelos de proteção integral

Modelo	Série	Exposição	Redução do risco (%)			
			Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1	F1	100MM	61,6500	59,7986	63,4279	54,5389
b = 1	F2	100MM	43,1018	53,9997	42,0034	19,9455
b = 1	F1	1MM	61,6500	59,7986	63,4279	54,5389
b = 1	F2	1MM	43,1018	53,9997	42,0034	19,9455

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

A simples proteção integral já é capaz de reduzir em 61,5% o risco da carteira se for utilizada a série F1 de futuros e em 43,1% se a série F2 for usada, considerando-se o período todo. Ao se observar os três subperíodos, percebe-se que este padrão se repete, de forma que os resultados com a série F1 são melhores do que os obtidos com o uso da série F2. O primeiro subperíodo foi aquele no qual esta diferença de *performance* foi menor, na ordem de seis pontos percentuais. No terceiro subperíodo, entretanto, percebe-se que a capacidade de redução do risco da carteira destes modelos se reduz substancialmente: para 54,5% com o uso da série F1 e para 19,9% com a série F2. No que tange ao volume de exposição, este não interfere nos resultados da carteira desprotegida, pois, neste modelo não há o problema de arredondamento do número de contratos futuros a ser utilizados.

Os três modelos que pressupõem a estimação das séries de razões de *hedge* serão analisados a seguir. Como o objetivo principal deste estudo é comparar os modelos entre si, as análises foram feitas em uma perspectiva *ceteris paribus*, ou seja, mantendo-se constantes todos os demais fatores que são fonte de variação dos resultados, a saber: as série de futuros, o tamanho da amostra e o nível de exposição.

Para reduzir o número de tabelas, optou-se por apresentar, em cada uma delas, todos os resultados considerando os dois critérios de reajuste das razões de *hedge* – diário e semanal. Em cada tabela serão apresentados os resultados em termos de redução da variância para o período completo e para os três subperíodos. Como se trata de comparar variâncias, efetuaram-se, em paralelo, testes para verificar se a menor variância de cada tabela comparativa é significativamente menor em termos estatísticos. Para isso, foi feito um teste *F* unicaudal, que tem como hipóteses nula e alternativa, respectivamente:

H_0 : menor variância \geq variâncias dos demais modelos; e

H_A : menor variância $<$ variâncias dos demais modelos.

Em ambos os testes, a comparação foi feita entre os modelos dois a dois, sendo um deles sempre o de menor variância. Foram determinados dois níveis críticos de significância: 5% e 1%. Embora o nível de efetividade tenha sido reportado por meio do percentual de redução do risco cambial em relação ao modelo de desproteção integral, os testes de significância estatística da diferença entre os modelos foram feitos com as razões entre as variâncias. Nas tabelas de resultados, foram acrescentados símbolos para identificar se a variância do modelo mais eficiente é estatisticamente menor do que a dos demais. Os modelos nos quais a hipótese nula acima foi rejeitada tiveram assinalados um asterisco (*) e dois asteriscos (**) ao lado da medida de redução da variância, respectivamente aos níveis de significância acima mencionados. Em primeiro lugar, apresentam-se na TAB. 09 os resultados da primeira análise:

TABELA 9

Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 532; Exposição: US\$ 100MM)

Modelo	Reajuste das razões	Redução do risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1	-	61,6500	59,7986	63,4279	54,5389 *
b MQO	diário	63,7103	61,3531	64,8774	62,3222
b MCE	diário	64,0235	62,7281	64,9992	60,9290
b GARCH	diário	58,5304 *	56,6700	58,7852	62,0343
b MQO	semanal	63,6897	61,2381	64,8987	62,2734
b MCE	semanal	64,2065	62,5966	65,3443	60,8849
b GARCH	semanal	60,2616	53,8463 *	62,4995	62,7966

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Nota: Símbolos usados: * estatisticamente inferior ao melhor modelo, a a 5% de significância.

** estatisticamente inferior ao melhor modelo, a 1% de significância.

A medida de redução da variância dos modelos mais eficientes estão apresentados em negrito.

Nesta primeira configuração, considerando-se todo o período analisado, o modelo de correção de erros com reajustes semanais foi o que apresentou melhor desempenho, sendo capaz de reduzir em 64,2% o risco da carteira. O pior desempenho foi verificado no modelo GARCH com reajustes diários, o qual proporcionou redução do risco de 58,53%, ainda menor que a do modelo de proteção integral.

Estatisticamente, a diferença entre a variância do modelo MCE com reajuste semanal e a dos demais, entretanto, é igual a zero, considerando-se um nível de significância de 5%, exceção feita à comparação com o modelo GARCH com reajuste diário. Pode-se inferir, com 95% de confiabilidade, que o modelo MCE resulta em uma variância estatisticamente menor que o GARCH.

Considerando-se os três subperíodos, os resultados são divergentes. O MCE com reajustes semanais continua sendo o que apresentou melhor desempenho no período 2, mas foi superado – embora marginalmente – pelo convencional com reajustes diários no período 1. Neste subperíodo, em termos estatísticos, no entanto, pode-se inferir que o risco resultante da aplicação do modelo convencional é igual aos demais, a um nível de significância de 5%, com exceção do modelo GARCH com reajuste semanal das razões de *hedge*, com relação ao qual pode-se afirmar que o convencional é superior. No segundo subperíodo, as diferenças entre os modelos são estatisticamente nulas, ao mesmo nível de significância.

Considerando o último subperíodo, o modelo GARCH com reajustes semanais foi aquele que propiciou a maior redução no risco cambial, na ordem de 62,79%. A superioridade deste modelo também é apenas marginal em relação ao modelo convencional, de cerca de meio ponto percentual e de cerca de dois pontos percentuais em relação aos modelos MCE. Em termos estatísticos, a diferença entre o risco cambial decorrente do emprego do modelo

GARCH com reajustes semanais e os demais é estatisticamente igual a zero, a um nível de confiança de 5%, com exceção do modelo de proteção integral. A este nível, este modelo se mostrou estatisticamente inferior ao GARCH.

Ao se considerar a mudança no volume da exposição para US\$ 1 milhão e mantendo os demais fatores constantes, os resultados são idênticos, do ponto de vista da efetividade dos modelos. A TAB. 10 apresenta estes resultados, que diferem pouco nos percentuais de redução da variância, mas não quanto à escolha do melhor modelo, tanto no período completo como nos três subperíodos. A análise da significância estatística da razão entre as duas variâncias também mostrou resultados idênticos aos obtidos pelas carteiras com exposição de US\$ 100 milhões.

TABELA 10

Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 532; Exposição: US\$ 1MM)

Modelo	Reajuste das razões	Redução do risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1		61,6500	59,7986	63,4279	54,5389 *
b MQO	diário	63,6708	61,3199	64,8477	62,2007
b MCE	diário	63,9832	62,6522	64,9930	60,7565
b GARCH	diário	58,4716 *	56,5203	58,7754	61,8927
b MQO	semanal	63,6433	61,1583	64,8683	62,2137
b MCE	semanal	64,1236	62,5063	65,2771	60,7150
b GARCH	semanal	60,2116	53,7756 *	62,4716	62,6582

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Estes resultados apontam, ainda que de forma preliminar, que o aumento no volume de exposição propicia um aumento na *performance* da proteção, embora de forma bastante marginal. Mais adiante, será feita uma análise específica do impacto do volume de exposição no resultado de todos os modelos, bem como da significância estatística destas diferenças.

A TAB. 11 e a TAB. 12 apresentam resultados similares às duas tabelas apresentadas acima, porém considerando-se agora o uso da série F2 ao invés de F1.

TABELA 11

Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 532; Exposição: US\$ 100MM)

Modelo	Reajuste das Razões	Redução do Risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1	-	43,1018 *	53,9997	42,0034	19,9455 **
b MQO	diário	50,0312	58,2264	48,1393	39,9331
b MCE	diário	50,2469	58,8213	48,5328	37,8451
b GARCH	diário	43,7837 *	52,4941	40,8505	39,2984
b MQO	semanal	50,0419	58,1968	48,1640	38,7387
b MCE	semanal	50,3205	58,7895	48,6646	37,8206
b GARCH	semanal	43,7975 *	50,3048	41,2437	42,7283

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Trocando a série de taxas de câmbio futuro, os resultados sofrem algumas mudanças. Considerando o período todo, o modelo MCE com reajustes semanais das razões de *hedge* continua sendo o que produz a maior redução nos riscos cambiais, na ordem de 50,3% em relação à situação desprotegida. Os modelos GARCH mostram-se bem inferiores, com diferenças de até seis pontos percentuais.

Analisando tal diferença do ponto de vista estatístico, pode-se inferir, a um nível de significância de 5%, que a carteira resultante do modelo MCE com reajustes semanais tem sua variância estatisticamente menor que as duas carteiras geradas pelos modelos GARCH e também a do modelo de proteção integral. Não se pode rejeitar, entretanto, que o modelo de melhor desempenho – MCE com reajustes semanais – seja tão eficiente quanto os modelos convencionais estimados e quanto ao MCE com reajuste diário, pois as diferenças são marginais – na ordem de menos de meio ponto percentual – e estatisticamente irrelevantes.

Observando os resultados do primeiro subperíodo, o modelo MCE com atualizações diárias das razões de *hedge* mostrou-se superior, com um nível de redução do risco da ordem de 58,8%. Reajustando semanalmente as razões deste modelo, encontra-se resultado similar, que corresponde a uma redução do risco em 58,7%. Considerando uma significância estatística de 5%, não se encontrou evidências de diferenças entre as variâncias das carteiras resultantes de todos estes modelos no primeiro e segundo subperíodos.

No último subperíodo, o modelo GARCH voltou a ser superior, apresentando redução de 42,7% no risco, em comparação com o modelo de desproteção total. Os demais modelos propiciaram neste período uma redução menor em cerca de cinco pontos percentuais em relação ao GARCH, mas, novamente, estas diferenças não tiveram significância estatística, a 5%, com exceção do modelo de proteção integral, cuja diferença entre as variâncias é significativa a 1%.

Apresentam-se, na TAB. 12, os resultados da configuração similar à acima exposta, mas considerando a mudança no nível de exposição para US\$ 1 milhão:

TABELA 12

Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 532; Exposição: US\$ 1MM)

Modelo	Reajuste das Razões	Redução do Risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1		43,1018 *	53,9997	42,0034	19,9455 **
b MQO	diário	49,9531	58,1935	48,0592	39,7445
b MCE	diário	50,1768	58,7976	48,4501	37,7283
b GARCH	diário	43,6328 *	52,3922	40,6893	39,0912
b MQO	semanal	49,9536	58,1546	48,0698	39,7891
b MCE	semanal	50,2514	58,7559	48,5873	37,7046
b GARCH	semanal	43,7405 *	50,2407	41,2230	42,4479

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Tal mudança fez com que houvesse uma queda marginal no poder de redução do risco em todos os modelos. A análise da significância estatística da razão entre as variâncias também mostrou resultados idênticos aos da carteira com exposição de US\$ 100 milhões.

As quatro análises feitas até aqui foram repetidas, mas agora alterou-se o tamanho da janela de estimação das razões dos modelos convencional e MCE para 125 observações de retornos. O modelo GARCH não teve a amostra alterada, pelos já mencionados problemas encontrados na programação. Todavia, em virtude do fato de ele ter caráter auto-regressivo na variância, espera-se que a sua comparação com os demais modelos estimados com a amostra reduzida não acarretará diferenças significativas do que foi até então apresentado. A TAB. 13 apresenta os primeiros resultados considerando as referidas alterações no tamanho da janela:

TABELA 13

Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 125; Exposição: US\$ 100MM)

Modelo	Reajuste das Razões	Redução do Risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1	-	61,6500	59,7986	63,4279	54,5389 *
b MQO	diário	63,5032	62,4918	64,0839	62,2984
b MCE	diário	63,7271	62,3563	64,5664	61,7011
b GARCH	diário	58,5304 *	56,6700	58,7852	62,0343
b MQO	semanal	63,4820	62,1964	64,1464	62,4476
b MCE	semanal	64,0400	61,9988	65,1869	61,7745
b GARCH	semanal	60,2616	53,8463 *	62,4995	62,7966

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Considerando todo o período, pode-se afirmar que o modelo MCE foi superior em relação aos demais, propiciando uma redução do risco da ordem de 64%. Os demais modelos lineares apresentaram resultados similares, com redução de mais de 63% no risco cambial, todas elas maiores que a redução do risco propiciada pela carteira de proteção integral (61,65%). O modelo GARCH foi inferior a todos os demais em cerca de seis pontos percentuais. Em

termos estatísticos, pode-se inferir que a efetividade de *hedge* do modelo MCE com reajustes semanais somente se mostrou superior ao modelo GARCH com reajustes diários, a um nível de significância de 5%. Em relação aos demais modelos, o MCE não apresentou diferenças estatisticamente significativas, a um nível de 5%.

No primeiro subperíodo, o modelo convencional se mostrou superior, com redução de 62,49% no risco da carteira, considerando uma atualização diária de suas razões de *hedge*. Contudo, a análise da razão entre as variâncias permite inferir que este modelo somente é superior ao GARCH com reajustes semanais, pois sua variância é estatisticamente igual à dos demais modelos.

No segundo período, o MCE voltou a ser mais eficiente, produzindo uma redução de 65,19% no risco em relação à posição desprotegida. Tal desempenho foi apenas marginalmente superior em relação aos demais modelos, com exceção do GARCH com reajustes diários, que reduziu o risco da carteira cerca de seis pontos percentuais a menos que o MCE. Estatisticamente, contudo, mesmo esta diferença mostrou-se irrelevante, pois os testes F não rejeitaram a hipótese de igualdade entre a variância deste modelo e todas as demais neste subperíodo.

No último período, o modelo GARCH voltou a ser o melhor do ponto de vista do desempenho de *hedge*, com redução de 62,79% do risco, cerca de 0,4 ponto percentual a mais que o modelo convencional com reajustes semanais (62,45%). Do ponto de vista estatístico, na comparação do GARCH com os demais, a razão entre as variâncias é desprezível, a 5%, com exceção da comparação com o modelo de proteção total, que se mostrou estatisticamente inferior ao GARCH neste mesmo nível de significância.

A mudança do nível de exposição para US\$ 1 milhão produziu as alterações expostas na TAB. 14:

TABELA 14

Análise comparativa dos modelos (Série: F1; Amostra: 125; Exposição: US\$ 1MM)

Modelo	Reajuste das Razões	Redução do Risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1		61,6500	59,7986	63,4279	54,5389 *
b MQO	diário	63,4190	62,4186	64,0220	62,0343
b MCE	diário	63,6535	62,2361	64,5222	61,5581
b GARCH	diário	58,4716 *	56,5203	58,7754	61,8927
b MQO	semanal	63,4167	62,1309	64,0984	62,2658
b MCE	semanal	63,9656	61,9295	65,1309	61,5634
b GARCH	semanal	60,2116	53,7756 *	62,4716	62,6582

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

A alteração no volume de exposição trouxe os mesmos resultados até aqui verificados; ou seja, produziu pequena redução na eficiência de todos os modelos. Contudo, o desempenho comparativo dos modelos foi idêntico ao verificado com a exposição de US\$ 100 milhões, e a significância estatística das razões entre as variâncias também não se alterou. As TAB. 15 e TAB. 16 reproduzem resultados similares às duas tabelas anteriores, porém tendo substituído a série de futuros F1 pela série F2:

TABELA 15

Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 125; Exposição: US\$ 100MM)

Modelo	Reajuste das Razões	Redução do Risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1		43,1018 *	53,9997	42,0034	19,9455 **
b MQO	diário	49,6457	58,3614	47,2326	41,5507
b MCE	diário	50,1099	58,1717	48,0477	41,4198
b GARCH	diário	44,7837 *	52,4941	40,8505	39,2984
b MQO	semanal	49,5441	58,1430	47,2350	41,0642
b MCE	semanal	50,1590	58,1758	48,2287	40,7024
b GARCH	semanal	43,7975 *	50,3048	41,2437	42,7283

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

A TAB. 15 mostra que o modelo MCE continuou sendo o mais adequado do ponto de vista da efetividade de *hedge* no período todo, bem como do segundo subperíodo, produzindo reduções de 50,15% e 48,23%, respectivamente. No período completo, a diferença entre a variância dos retornos resultante deste modelo e a dos demais somente se mostrou estatisticamente significativa, a 5%, em relação ao modelo GARCH e ao de proteção integral. No segundo subperíodo, esta diferença é desprezível em termos estatísticos, ao mesmo nível de significância, fato que permite inferir que o desempenho do modelo MCE é similar a todos os demais neste subperíodo.

No primeiro subperíodo, o modelo convencional mostrou-se ligeiramente melhor que os demais, apresentando redução de 58,36% no risco cambial da carteira. Neste subperíodo, as diferenças entre os modelos são marginais em termos absolutos e estatisticamente insignificantes, ao nível de 5%.

O modelo GARCH foi mais eficiente que os demais no terceiro e último período, propiciando uma redução de 42,73% no risco cambial. A diferença entre a variância dos modelos, entretanto, continuou desprezível, em termos estatísticos, pois, novamente, o modelo GARCH somente se mostrou mais eficiente que o de proteção integral, a uma significância de 1%.

Por fim, a mudança no volume de exposição para US\$ 1 milhão novamente não alterou esses resultados, como mostra a TAB. 16. Os resultados das reduções continuam ligeiramente inferiores aos da tabela anterior, a escolha dos modelos em cada período permaneceu inalterada e o nível de significância estatística da diferença entre a variância dos modelos também permaneceu inalterada.

TABELA 16

Análise comparativa dos modelos (Série: F2; Amostra: 125; Exposição: US\$ 1MM)

Modelo	Reajuste das Razões	Redução do Risco (%)			
		Per. Total	Per. 1	Per. 2	Per. 3
b = 1		43,1018 *	53,9997	42,0034	19,9455 **
b MQO	diário	49,5706	58,2921	47,1724	41,3591
b MCE	diário	50,0349	58,1768	47,9559	41,2368
b GARCH	diário	43,6328 *	52,3922	40,6893	39,0912
b MQO	semanal	49,4494	58,0850	47,1339	40,9138
b MCE	semanal	50,0422	58,1143	48,1056	40,4753
b GARCH	semanal	43,7405 *	50,2407	41,2330	42,4479

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

De forma geral, podem-se traçar alguns comentários acerca dos resultados até aqui apresentados. O modelo de correção de erros mostrou-se mais eficiente no geral, o que confirma os resultados dos testes de cointegração. Tendo usado a amostra de 125 observações no primeiro subperíodo, pode-se notar que o modelo convencional se mostrou superior ao MCE. Todavia, considerando o tamanho original da amostra, o MCE mostrou-se sistematicamente mais efetivo do que os demais, o que foi válido também para o período completo e para o segundo subperíodo, em todas as suas variações.

No terceiro e último subperíodo, o modelo GARCH apresentou-se mais eficiente em todas as configurações possíveis, o que sinaliza a presença de volatilidade condicional nos dados históricos usados para estimar as razões de *hedge* deste período. O incremento na redução da variância deste modelo em relação aos demais se mostrou, todavia, marginal em muitas configurações. Outro ponto que chamou a atenção neste modelo foi o fato de o uso do rebalanceamento diário das carteiras inviabilizar sua efetividade, pois em todos os casos o modelo GARCH obteve desempenho superior ao se adotar o reajuste semanal das razões de *hedge*.

Estes resultados têm um caráter econômico-financeiro e denotam o efetivo desempenho dos diversos modelos no período analisado. Todavia, a maioria destes achados não pode ser estendida para outros períodos, porque os modelos que apresentaram melhor desempenho do ponto de vista da redução do risco são estatisticamente iguais aos demais, em sua maioria; ou seja, não se rejeitou a hipótese nula dos testes de significância das diferenças entre as variâncias. Assim, sugere-se a utilização dos modelos mais parcimoniosos para o gerenciamento do risco cambial, já que os mais complexos não foram superiores o bastante para permitir a indicação de seu uso em outros períodos amostrais. Do ponto de vista da relação custo \times benefício, o modelo convencional é o mais adequado, pois é de fácil implementação e produz um resultado bastante similar em relação aos demais, mesmo em comparação com o MCE, pois este não se mostrou estatisticamente superior àquele em nenhum momento.

4.2.1.2 A análise comparativa entre as duas séries de contratos futuros

Na seção anterior, efetuou-se uma análise comparativa dos modelos, um a um, em cada uma das diversas possíveis configurações. Nesta, pretende-se identificar a relação entre a escolha da série de contratos futuros e o desempenho das carteiras. Para tal, todos os modelos foram estimados em todas suas variantes com as duas séries e comparados, dois a dois. Os resultados estão apresentados na TAB. 17:

TABELA 17

Análise comparativa das séries de contratos futuros – período total

Modelo	Amostra	Reajuste das Razões	Exposição	Redução do Risco (%)	
				Série	
				F1	F2
b=1	532	-	100MM	61,6500	43,1018
b=1	532	-	1MM	61,6500	43,1018
b MQO	532	diário	100MM	63,7103	50,0312
b MQO	125	diário	100MM	63,5032	49,6457
b MQO	532	semanal	100MM	63,6897	50,0419
b MQO	125	semanal	100MM	63,4820	49,5441
b MQO	532	diário	1MM	63,6708	49,9531
b MQO	125	diário	1MM	63,4190	49,5706
b MQO	532	semanal	1MM	63,6433	49,9536
b MQO	125	semanal	1MM	63,4167	49,4494
b MCE	532	diário	100MM	64,0235	50,2469
b MCE	125	diário	100MM	63,7271	50,1099
b MCE	532	semanal	100MM	64,2065	50,3205
b MCE	125	semanal	100MM	64,0400	50,1590
b MCE	532	diário	1MM	63,9832	50,1768
b MCE	125	diário	1MM	63,6535	50,0349
b MCE	532	semanal	1MM	64,1236	50,2514
b MCE	125	semanal	1MM	63,9656	50,0422
b GARCH	532	diário	100MM	58,5304	43,7837
b GARCH	532	semanal	100MM	60,2616	43,7975
b GARCH	532	diário	1MM	58,4716	43,6328
b GARCH	532	semanal	1MM	60,2116	43,7405

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Os resultados referentes a esta comparação evidenciam claramente que a série de contratos futuros com vencimento mais próximo propicia uma redução do risco cambial muito superior à produzida pelas carteiras construídas com a outra série, redução adicional de cerca de catorze pontos percentuais, considerando o período todo. Como mostra a TAB. 18, esta constatação também é válida para os três subperíodos analisados:

TABELA 18

Análise comparativa das séries de contratos futuros por subperíodos

Modelo	Amostra	Reajuste razões	Expos.	Redução no Risco (%)					
				Per. 1		Per. 2		Per. 3	
				Série		Série		Série	
				F1	F2	F1	F2	F1	F2
b=1	532	-	100MM	59,80	54,00	63,43	42,00	54,54	19,95
b=1	532	-	1MM	59,80	54,00	63,43	42,00	54,54	19,95
b MQO	532	diário	100MM	61,35	58,23	64,88	48,14	62,32	39,93
b MQO	125	diário	100MM	62,49	58,36	64,08	47,23	62,30	41,55
b MQO	532	semanal	100MM	61,24	58,20	64,90	48,16	62,27	39,96
b MQO	125	semanal	100MM	62,20	58,14	64,15	47,24	62,45	41,06
b MQO	532	diário	1MM	61,32	58,19	64,85	48,06	62,20	39,74
b MQO	125	diário	1MM	62,42	58,29	64,02	47,17	62,03	41,36
b MQO	532	semanal	1MM	61,16	58,15	64,87	48,07	62,21	39,79
b MQO	125	semanal	1MM	62,13	58,09	64,10	47,13	62,27	40,91
b MCE	532	diário	100MM	62,73	58,82	65,00	48,53	60,93	37,85
b MCE	125	diário	100MM	62,36	58,17	64,57	48,05	61,70	41,42
b MCE	532	semanal	100MM	62,60	58,79	65,34	48,66	60,88	37,82
b MCE	125	semanal	100MM	62,00	58,18	65,19	48,23	61,77	40,70
b MCE	532	diário	1MM	62,65	58,80	64,99	48,45	60,76	37,73
b MCE	125	diário	1MM	62,24	58,18	64,52	47,96	61,56	41,24
b MCE	532	semanal	1MM	62,51	58,76	65,28	48,59	60,71	37,70
b MCE	125	semanal	1MM	61,93	58,11	65,13	48,11	61,56	40,48
b GARCH	532	diário	100MM	56,67	52,49	58,79	40,85	62,03	39,30
b GARCH	532	semanal	100MM	53,85	50,30	62,50	41,24	62,80	42,73
b GARCH	532	diário	1MM	56,52	52,39	58,78	40,69	61,89	39,09
b GARCH	532	semanal	1MM	53,78	50,24	62,47	41,22	62,66	42,45

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

A explicação para tal constatação reside no fato de a série F1, de vencimento mais próximo, ser a que tem o menor risco de base, reduzindo mais ainda o risco da carteira em relação à série F2. Ao efetuar o teste F sobre a razão entre as variâncias das carteiras com a série F1 e as variâncias das carteiras com F2, os resultados foram interessantes: verificou-se que todos os modelos estimados com a primeira série produziram variâncias estatisticamente inferiores

aos modelos estimados com a segunda série, mesmo ao nível de significância de 0,1%, que é bastante exigente. A exceção se deu em todos os modelos estimados no primeiro subperíodo, cujas variâncias de todas as carteiras com F1 e com F2 são estatisticamente iguais, a 5% de significância.

Pode-se inferir pelos resultados alcançados que mesmo em outros períodos a série de contratos futuros de vencimento mais próximo é mais eficiente do que as séries com contratos de maturidades mais longas na tarefa de redução dos riscos cambiais.

Nos resultados comparativos do primeiro subperíodo, deve-se distinguir a análise estatística da análise econômica. Neste período, observou-se uma redução na efetividade da proteção com o uso da série F2 na ordem de quatro pontos percentuais, a qual, embora tenha significado econômico, não é estatisticamente significativa em todas as configurações.

Pelos resultados dos demais subperíodos e do período, é possível concluir pela superioridade do uso da série F1 sobre a série F2, pois todas as diferenças são estatisticamente relevantes, permitindo-se estender tais conclusões para outros períodos de análise.

4.2.1.3 A análise comparativa do tamanho da amostra

A discussão quanto ao tamanho adequado da janela de estimação é, por si só, um campo distinto do conhecimento nos estudos das finanças, sobre o qual não se tem a pretensão de discorrer. Entretanto, no processo de pesquisa ocorreu uma questão que mereceu ser investigada. Como os modelos GARCH são, por natureza, auto-regressivos, a definição de janelas grandes de estimação não se constitui em um problema, visto que as observações mais

antigas têm pouco peso na explicação do comportamento do risco cambial atual. Em função dos problemas de estimação do modelo GARCH mencionados na seção 3.4.1.2, optou-se por efetuar as estimações de todos os modelos com uma janela de 532 observações de retornos.

Uma questão veio à tona nesta decisão: a estimação do modelo convencional e do modelo MCE não seria viesada, na medida em que uma amostra de mais de dois anos de observações diárias conteria “ruído” que poderia distorcer a estimação da razão de *hedge* destes modelos?

TABELA 19

Análise comparativa dos tamanhos das janelas de estimação – período total

Modelo	Série	Reajuste das razões	Exposição	Redução do Risco (%)	
				Tamanho da Amostra	
				532 obs.	125 obs.
b MQO	F1	diário	100MM	63,7103	63,5032
b MQO	F2	diário	100MM	50,0312	49,6457
b MQO	F1	semanal	100MM	63,6897	63,4820
b MQO	F2	semanal	100MM	50,0419	49,5441
b MQO	F1	diário	1MM	63,6708	63,4190
b MQO	F2	diário	1MM	49,9531	49,5706
b MQO	F1	semanal	1MM	63,6433	63,4167
b MQO	F2	semanal	1MM	49,9536	49,4494
b MCE	F1	diário	100MM	64,0235	63,7271
b MCE	F2	diário	100MM	50,2469	50,1099
b MCE	F1	semanal	100MM	64,2065	64,0400
b MCE	F2	semanal	100MM	50,3205	50,1590
b MCE	F1	diário	1MM	63,9832	63,6535
b MCE	F2	diário	1MM	50,1768	50,0349
b MCE	F1	semanal	1MM	64,1236	63,9656
b MCE	F2	semanal	1MM	50,2514	50,0422

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Em virtude deste questionamento, o modelo convencional e o MCE foram reestimados com uma janela de 125 observações, o que corresponde a cerca de seis meses de dados históricos.

A TAB. 19 mostra os primeiros resultados acerca da análise comparativa do tamanho da

amostra. Ao observá-la, nota-se que este fator não influi significativamente no resultado da carteira, em termos de redução da variância. A estimação das razões com a janela de 532 observações é preferida, embora sua superioridade seja apenas marginal.

Análises semelhantes feitas nos três subperíodos mostram resultados similares, os quais são apresentados na TAB. 20.

TABELA 20

Análise comparativa dos tamanhos das janelas de estimação por subperíodos

Modelo	Séries	Reaj. das razões	Expos.	Redução do Risco (%)					
				Per. 1		Per. 2		Per. 3	
				Amostra		Amostra		Amostra	
				532	125	532	532	125	532
b MQO	F1	dd	100MM	61,35	62,49	64,88	64,08	62,32	62,30
b MQO	F2	dd	100MM	58,23	58,36	48,14	47,23	39,93	41,55
b MQO	F1	ss	100MM	61,24	62,20	64,90	64,15	62,27	62,45
b MQO	F2	ss	100MM	58,20	58,14	48,16	47,24	39,96	41,06
b MQO	F1	dd	1MM	61,32	62,42	64,85	64,02	62,20	62,03
b MQO	F2	dd	1MM	58,19	58,29	48,06	47,17	39,74	41,36
b MQO	F1	ss	1MM	61,16	62,13	64,87	64,10	62,21	62,27
b MQO	F2	ss	1MM	58,15	58,09	48,07	47,13	39,79	40,91
b MCE	F1	dd	100MM	62,73	62,36	65,00	64,57	60,93	61,70
b MCE	F2	dd	100MM	58,82	58,17	48,53	48,05	37,85	41,42
b MCE	F1	ss	100MM	62,60	62,00	65,34	65,19	60,88	61,77
b MCE	F2	ss	100MM	58,79	58,18	48,66	48,23	37,82	40,70
b MCE	F1	dd	1MM	62,65	62,24	64,99	64,52	60,76	61,56
b MCE	F2	dd	1MM	58,80	58,18	48,45	47,96	37,73	41,24
b MCE	F1	ss	1MM	62,51	61,93	65,28	65,13	60,71	61,56
b MCE	F2	ss	1MM	58,76	58,11	48,59	48,11	37,70	40,48

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

No primeiro subperíodo, com exceção dos dois modelos convencionais estimados com a série F2 e com reajustes semanais, a estimação das razões com a amostra menor foi mais eficiente do que com a amostra maior. No segundo subperíodo, a efetividade de todos os modelos

estimados com a amostra de 532 observações foi superior à dos modelos estimados com a amostra menor. No terceiro e último subperíodo, com exceção dos dois modelos convencionais estimados com a série F1 e reajustados diariamente, todos os demais produziram reduções maiores na variância com a janela de 125 observações.

Em termos estatísticos, no entanto, a variação do tamanho da janela de estimação em todos os modelos estimados, e considerando também todos os períodos, produziu diferenças desprezíveis, aos níveis de significância de 5% e 1%.

4.2.1.4 A frequência de reajuste das razões de *hedge*

Os custos de transação, proporcionais à quantidade de vezes em que se rebalanceia a carteira, podem influir decisivamente no desempenho dos modelos estudados. Daí as razões de *hedge* estimadas por cada um dos modelos terem sido usadas de duas formas. Na primeira, adotou-se o pressuposto de que as razões de *hedge* estimadas diariamente fossem usadas para rebalancear as carteiras nesta mesma frequência; na segunda, foram construídas novas séries, nas quais as razões estimadas em cada uma das quartas-feiras foram mantidas constantes até a terça-feira seguinte. Em uma determinada semana, não havendo negócios na quarta-feira, tomou-se a razão do dia de negócios subsequente, mantendo-a constante até a terça-feira seguinte. A TAB. 21 resume os resultados concernentes a esta análise.

TABELA 21

Análise comparativa dos critérios de reajuste das razões de *hedge* – período total

Modelo	Série	Amostra	Exposição.	Redução do Risco (%)	
				Reajuste das razões	
				Diário	Semanal
b MQO	F1	532	100MM	63,7103	63,6897
b MQO	F2	532	100MM	50,0312	50,0419
b MQO	F1	125	100MM	63,5032	63,4820
b MQO	F2	125	100MM	49,6457	49,5441
b MQO	F1	532	1MM	63,6708	63,6433
b MQO	F2	532	1MM	49,9531	49,9536
b MQO	F1	125	1MM	63,4190	63,4167
b MQO	F2	125	1MM	49,5706	49,4494
b MCE	F1	532	100MM	64,0235	64,2065
b MCE	F2	532	100MM	50,2469	50,3205
b MCE	F1	125	100MM	63,7271	64,0400
b MCE	F2	125	100MM	50,1099	50,1590
b MCE	F1	532	1MM	63,9832	64,1236
b MCE	F2	532	1MM	50,1768	50,2514
b MCE	F1	125	1MM	63,6535	63,9656
b MCE	F2	125	1MM	50,0349	50,0422
b GARCH	F1	532	100MM	58,5304	60,2616
b GARCH	F2	532	100MM	43,7837	43,7975
b GARCH	F1	532	1MM	58,4716	60,2116
b GARCH	F2	532	1MM	43,6328	43,7405

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Supôs-se inicialmente que o rebalanceamento das carteiras com as séries de razões semanais poderia acarretar uma redução nos custos de transação, benefício que poderia ser contrabalanceado pela perda de precisão do ajuste do número certo de contratos futuros a manter em carteira. A verificação empírica desta questão tem por fim averiguar este *trade-off* entre precisão e custos de transação. Os resultados desta análise podem ser vistos na TAB. 22:

TABELA 22

Análise comparativa dos critérios de reajuste das razões de *hedge* por subperíodos

Modelo	Séries	Amostra	Expos.	Redução do Risco (%)					
				Per. 1		Per. 2		Per. 3	
				Reaj. das Razões		Reaj. das Razões		Reaj. das Razões	
				Diário	Semana	Diário	Semana	Diário	Semana
b MQO	F1	532	100MM	61,35	61,24	64,88	64,90	62,32	62,27
b MQO	F2	532	100MM	58,23	58,20	48,14	48,16	39,93	39,96
b MQO	F1	125	100MM	62,49	62,20	64,08	64,15	62,30	62,45
b MQO	F2	125	100MM	58,36	58,14	47,23	47,24	41,55	41,06
b MQO	F1	532	1MM	61,32	61,16	64,85	64,87	62,20	62,21
b MQO	F2	532	1MM	58,19	58,15	48,06	48,07	39,74	39,79
b MQO	F1	125	1MM	62,42	62,13	64,02	64,10	62,03	62,27
b MQO	F2	125	1MM	58,29	58,09	47,17	47,13	41,36	40,91
b MCE	F1	532	100MM	62,73	62,60	65,00	65,34	60,93	60,88
b MCE	F2	532	100MM	58,82	58,79	48,53	48,66	37,85	37,82
b MCE	F1	125	100MM	62,36	62,00	64,57	65,19	61,70	61,77
b MCE	F2	125	100MM	58,17	58,18	48,05	48,23	41,42	40,70
b MCE	F1	532	1MM	62,65	62,51	64,99	65,28	60,76	60,71
b MCE	F2	532	1MM	58,80	58,76	48,45	48,59	37,73	37,70
b MCE	F1	125	1MM	62,24	61,93	64,52	65,13	61,56	61,56
b MCE	F2	125	1MM	58,18	58,11	47,96	48,11	41,24	40,48
b GARCH	F1	532	100MM	56,67	53,85	58,79	62,50	62,03	62,80
b GARCH	F2	532	100MM	52,49	50,30	40,85	41,24	39,30	42,73
b GARCH	F1	532	1MM	56,52	53,78	58,78	62,47	61,89	62,66
b GARCH	F2	532	1MM	52,39	50,24	40,69	41,22	39,09	42,45

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

No que tange à análise comparativa do desempenho final das carteiras relativa à frequência de rebalanceamento, os resultados foram diversos, considerando o período todo. A estimação dos modelos convencionais não apresentou nenhum padrão identificável que permitisse maiores inferências.

Analisando os três subperíodos, alguns padrões são identificados: no primeiro, todos os modelos cujo rebalanceamento foi feito em bases diárias foram superiores aos de reajustes

semanais; no segundo, a situação se inverte, pois, com exceção dos modelos GARCH, os demais produziram maiores reduções no risco quando reajustados semanalmente; no terceiro, os resultados são novamente bem diversificados, não apresentando nenhum padrão identificável, exceção feita ao GARCH, sempre melhor com os rebalanceamentos semanais.

Do ponto de vista estatístico, no entanto, as diferenças foram todas irrelevantes, mesmo ao nível de significância de 20%. Em termos práticos, como esta diferença é desprezível, pode-se sugerir o uso do rebalanceamento semanal, já que apresenta resultados similares ao reajuste diário, mas possui um custo de monitoramento e acompanhamento bem menor para o gestor.

4.2.1.5 A influência do volume de exposição

Como abordado na seção 3.4.1.4, o volume exposto pode influir nos resultados da proteção cambial, pois quanto maior o volume, mais precisa é a quantidade de contratos que devem ser transacionados, aumentando a eficácia dos modelos em termos de redução de riscos. Espera-se que este ganho seja superior ao incremento nos custos de transação advindos de um maior número de rebalanceamentos. A TAB. 23 mostra os resultados da análise comparativa entre os dois níveis distintos de exposição, considerando o período total:

TABELA 23

Análise comparativa dos volumes de exposição cambial – período total

Modelo	Série	Amostra	Reajuste das razões	Volume da Exposição	
				100MM	1MM
				Redução no Risco (%)	
b=1	F1	532	-	61,6500	61,6500
b=1	F2	532	-	43,1018	43,1018
b MQO	F1	532	diário	63,7103	63,6708
b MQO	F2	532	diário	50,0312	49,9531
b MQO	F1	125	diário	63,5032	63,4190
b MQO	F2	125	diário	49,6457	49,5706
b MQO	F1	532	semanal	63,6897	63,6433
b MQO	F2	532	semanal	50,0419	49,9536
b MQO	F1	125	semanal	63,4820	63,4167
b MQO	F2	125	semanal	49,5441	49,4494
b MCE	F1	532	diário	64,0235	63,9832
b MCE	F2	532	diário	50,2469	50,1768
b MCE	F1	125	diário	63,7271	63,6535
b MCE	F2	125	diário	50,1099	50,0349
b MCE	F1	532	semanal	64,2065	64,1236
b MCE	F2	532	semanal	50,3205	50,2514
b MCE	F1	125	semanal	64,0400	63,9656
b MCE	F2	125	semanal	50,1590	50,0422
b GARCH	F1	532	diário	58,5304	58,4716
b GARCH	F2	532	diário	43,7837	43,6328
b GARCH	F1	532	semanal	60,2616	60,2116
b GARCH	F2	532	semanal	43,7975	43,7405

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

A exposição de US\$ 100 milhões permitiu um ajuste mais fino, reduzindo mais o risco da carteira em relação às carteiras com exposição de US\$ 1 milhão, porém apenas de forma marginal. O resultado comparativo para os os três subperíodos pode ser visto na TAB. 24:

TABELA 24

Análise comparativa dos volumes de exposição cambial por subperíodos.

Modelo	Séries	Amostra	Reaj. das razões	Redução do Risco (%)					
				Per. 1		Per. 2		Per. 3	
				Vol. Exposição (US\$)		Vol. Exposição (US\$)		Vol. Exposição (US\$)	
				100MM	1MM	100MM	1MM	100MM	1MM
b=1	F1	532	-	59,80	59,80	63,43	63,43	54,54	54,54
b=1	F2	532	-	54,00	54,00	42,00	42,00	19,95	19,95
b MQO	F1	532	dd	61,35	61,32	64,88	64,85	62,32	62,20
b MQO	F2	532	dd	58,23	58,19	48,14	48,06	39,93	39,74
b MQO	F1	125	dd	62,49	62,42	64,08	64,02	62,30	62,03
b MQO	F2	125	dd	58,36	58,29	47,23	47,17	41,55	41,36
b MQO	F1	532	ss	61,24	61,16	64,90	64,87	62,27	62,21
b MQO	F2	532	ss	58,20	58,15	48,16	48,07	39,96	39,79
b MQO	F1	125	ss	62,20	62,13	64,15	64,10	62,45	62,27
b MQO	F2	125	ss	58,14	58,09	47,24	47,13	41,06	40,91
b MCE	F1	532	dd	62,73	62,65	65,00	64,99	60,93	60,76
b MCE	F2	532	dd	58,82	58,80	48,53	48,45	37,85	37,73
b MCE	F1	125	dd	62,36	62,24	64,57	64,52	61,70	61,56
b MCE	F2	125	dd	58,17	58,18	48,05	47,96	41,42	41,24
b MCE	F1	532	ss	62,60	62,51	65,34	65,28	60,88	60,71
b MCE	F2	532	ss	58,79	58,76	48,66	48,59	37,82	37,70
b MCE	F1	125	ss	62,00	61,93	65,19	65,13	61,77	61,56
b MCE	F2	125	ss	58,18	58,11	48,23	48,11	40,70	40,48
b GARCH	F1	532	dd	56,67	56,52	58,79	58,78	62,03	61,89
b GARCH	F2	532	dd	52,49	52,39	40,85	40,69	39,30	39,09
b GARCH	F1	532	ss	53,85	53,78	62,50	62,47	62,80	62,66
b GARCH	F2	532	ss	50,30	50,24	41,24	41,22	42,73	42,45

Fonte: elaborada pelo autor da dissertação.

Os testes F feitos para verificar se a variância das carteiras de US\$ 100 milhões eram estatisticamente menores que a das carteiras de US\$ 1 milhão mostraram, de forma generalizada, que o ganho marginal em eficiência decorrente de uma maior precisão é desprezível, em termos estatísticos, mesmo considerando um nível de confiança de 90%.

Os resultados apresentados sinalizam alguns pontos. Quanto ao modelo a ser utilizado, pode-se afirmar que os mais simples, como o convencional, são bastante adequados neste contexto, pois o MCE e o GARCH, embora tenham produzido resultados superiores em muitas circunstâncias, não foram melhores o bastante para permitir inferências para outros períodos. Quanto à escolha da série de contratos futuros, pode-se afirmar que aqueles de vencimento mais próximo são mais adequados, pois reduzem o risco de forma bem mais substancial que os de vencimento mais longo. Tal desempenho foi superior tanto em termos absolutos quanto em termos estatísticos.

Os demais fatores de variação não se mostraram significativos. A mudança no tamanho da amostra não produziu diferenças significativas nos resultados, bem como o tamanho da exposição cambial. No que diz respeito à subdivisão do período analisado em seus três subperíodos, notaram-se alguns padrões de comportamento. O modelo GARCH foi sistematicamente melhor somente no último subperíodo. Nos demais, o desempenho do MCE fora superior, mas apenas marginalmente melhor que o convencional, o que sugere a adoção deste em outros períodos, dada sua simplicidade e parcimônia, aliadas aos resultados satisfatórios obtidos.

5 CONCLUSÕES

Os resultados apresentados no capítulo anterior permitem extrair algumas observações importantes no que tange à adoção de estratégias de proteção cambial. Em primeiro lugar, os resultados contrariaram, de certa forma, o que se esperava encontrar: a superioridade dos modelos GARCH no tocante à efetividade do *hedge* somente foi verificada no último subperíodo analisado. A razão para tal constatação talvez resida no fato de que o período de turbulência eleitoral de 2002 esteve presente na maioria das janelas de estimação deste subperíodo, criando um ambiente propício para o melhor desempenho dos modelos de volatilidade condicional. Entretanto, considerando o período todo e também os demais subperíodos, este modelo não se mostrou superior, revelando-se, muitas vezes, como a pior opção.

Acredita-se que o procedimento de atualização das razões de *hedge* por meio da rolagem de janelas proposto por Lien, Tse e Tsui (2002) foi crucial para esta configuração dos resultados. Pode-se imaginar que a simples incorporação diária das novas informações nos modelos lineares – convencional e MCE – já permitiu incorporar suficientemente o caráter variável da volatilidade e das razões de *hedge*. Embora nos trabalhos acadêmicos o modelo convencional e o MCE sejam estimados de forma estática – talvez pelo pressuposto subjacente de homoscedasticidade –, este procedimento não está de acordo com a prática, na qual o conjunto de informações disponível ao gestor vai se atualizando com o tempo.

Neste sentido, os resultados aqui apresentados corroboram o que dizem os autores acima: a comparação dos modelos GARCH com os demais deve ser feita de forma que todos eles sejam dinamicamente atualizados com o passar do tempo e a chegada de novas informações.

A simples comparação da estimação estática dos modelos lineares com a estimação dinâmica dos modelos GARCH já produz, por natureza, resultados viesados que podem resultar em decisões errôneas por parte da gestão do risco.

Em segundo lugar, a consideração da cointegração entre as variáveis foi importante do ponto de vista da efetividade da proteção. Para todo o período analisado, os modelos MCE foram superiores aos modelos de regressão por MQO. O segundo subperíodo foi a única exceção, no qual os modelos convencionais se mostraram melhores que aqueles que consideraram a cointegração. A diferença de desempenho entre estes dois modelos foi, todavia, insignificante em termos estatísticos. Assim, de forma geral, sugere-se a utilização do modelo convencional para o controle do risco cambial brasileiro. Caso o gestor tenha recursos técnicos e teóricos para também estimar o MCE, pode fazê-lo, pois, esperam-se resultados bastante satisfatórios, além do que este modelo tem uma especificação mais adequada das variáveis do ponto de vista teórico, havendo cointegração entre os preços à vista e futuro.

A consideração do comportamento auto-regressivo da volatilidade condicional somente foi importante no terceiro e último período, no qual os modelos GARCH foram sistematicamente superiores aos demais. Pode-se supor que este melhor desempenho se deu em função do caráter variável da volatilidade dos dados históricos necessários para estimar as razões neste último período. Esta diferença foi marcante, na medida em que todas as configurações possíveis apontaram a superioridade deste modelo em relação aos demais. Todavia, esta diferença se mostrou insignificante em termos estatísticos, o que limita a capacidade de extensão destes resultados para outros períodos.

Os fatores de variação utilizados neste trabalho produziram, em sua maioria, diferenças irrelevantes nos resultados. A única exceção se fez com relação às séries de contratos futuros.

Seguindo a sugestão de Chakraborty e Barkoulas (1999) no sentido de definir outras formas de montagem das séries de contratos futuros, foram criadas duas séries de futuros com critérios distintos de rolagem. As carteiras que usaram a série de rolagem mais próxima do vencimento se mostraram muito superiores às carteiras cujos contratos futuros foram rolados 28 dias antes do vencimento, no que tange à efetividade na redução do risco cambial. Isso foi válido para todas as variações possíveis das carteiras e em todos os períodos. De todos os fatores de variação dos resultados, este foi o que produziu as maiores diferenças, tanto em termos absolutos – em pontos percentuais – como em termos estatísticos, pois todas as diferenças se mostraram estatisticamente significantes, à exceção do segundo subperíodo, cujas diferenças, na ordem aproximada de quatro pontos percentuais, mostraram-se desprezíveis em termos estatísticos.

A partir disso, pode-se concluir que a minimização do risco de base é fundamental na efetividade da proteção, pois os resultados decorrentes da série cuja rolagem foi feita mais próxima ao vencimento realmente foram bem mais satisfatórios que os demais resultados, do ponto de vista da redução do risco cambial.

No tocante ao impacto do tamanho da amostra na efetividade da proteção, pode-se notar que não houve diferenças significativas nos resultados. Como já fora citado, a questão da investigação a respeito do tamanho ótimo da janela de estimação é, por si só, um campo à parte de estudo. Uma vez que neste trabalho não se teve a pretensão de investigar a fundo esta questão, o que se pode dizer a partir dos resultados apresentados é tão somente que a mudança no tamanho da janela não produziu variações substanciais do ponto de vista da efetividade da proteção cambial.

A mudança na frequência de rebalanceamento das carteiras também não resultou em diferenças significativas. Nas estimações do modelo MCE, observou-se que o uso de rebalanceamentos semanais foi, em geral, superior ao diário. A análise dos três subperíodos, no entanto, não permitiu maiores conclusões acerca deste modelo.

Para o modelo GARCH, no período completo e nos dois últimos subperíodos, o rebalanceamento semanal foi a melhor alternativa. A razão para esta constatação reside, provavelmente, no nível de variabilidade das razões de *hedge* estimadas por este modelo, notadamente superior ao dos demais modelos. Esta maior oscilação das razões de *hedge* resulta em maiores custos de transação, visto que é necessário comprar e vender mais contratos e mais frequentemente. O reajuste das razões deste modelo em bases semanais reduziu estes custos, o que pode ter resultado em menores oscilações nas séries de retornos e, portanto, reduções maiores no risco cambial em relação aos reajustes diários.

As variações no tamanho da exposição também resultaram em diferenças irrisórias. A maior exposição permitiu um ajuste mais fino da quantidade de contratos a negociar, resultando em reduções ligeiramente maiores na variância das carteiras. Esta diferença, entretanto, foi desprezível, o que permite inferir que os resultados desta pesquisa valem tanto para organizações que tenham pequenas exposições cambiais como também para aquelas que têm exposições de maior volume. A variação desta exposição não alterou de forma decisiva os custos de transação envolvidos – em termos relativos – bem como o ajuste das carteiras.

Deve-se sublinhar que toda esta gama de resultados e análises tem validade somente no âmbito da amostra escolhida para pesquisa. Destes resultados, acredita-se ser possível extrapolar alguns achados para outros períodos de análise, tais como o uso dos contratos futuros de vencimento mais próximo. Adicionalmente, a cointegração entre as séries de taxas

de câmbio à vista e futuro evidenciou o caráter de eficiência do mercado de câmbio brasileiro. Sendo assim, espera-se que a estimação das razões de *hedge* por um MCE seja mais eficiente na redução do risco do que a estimação por meio do modelo convencional. Os modelos de volatilidade condicional, por sua vez, somente se mostraram superiores em períodos específicos. Corroboram-se os achados de Lien, Tse e Tsui (2002), que verificaram que os modelos GARCH, embora sejam adequados à descrição do comportamento das séries, não são eficientes na construção de estratégias de proteção, se comparados com os modelos mais simples e parcimoniosos, atualizados dinamicamente.

Tais conclusões suscitam alguns questionamentos adicionais, passíveis de futura verificação empírica. Em primeiro lugar, sugere-se que seja investigado um tamanho ótimo da janela de estimação no que tange à efetividade de *hedge*, no seguinte sentido: qual é o conjunto de informações históricas relevantes para a determinação das razões de *hedge* no presente, de forma a otimizar os resultados? Seria muito interessante verificar o *trade-off* relevância \times ruído das informações passadas.

Outra limitação deste trabalho, que é passível de novas investigações, diz respeito à parametrização dos modelos GARCH. Pelo que se pode perceber, não existe um consenso na literatura acerca da melhor parametrização destes modelos em termos da efetividade de *hedge*. Os resultados inferiores aqui apresentados podem ter sido fruto da escolha pela especificação BEKK diagonal, o que suscita uma primeira dúvida: Como seria o desempenho destes modelos se a restrição da diagonalidade das matrizes A e B fosse retirada?

Outra sugestão, talvez mais importante, diz respeito ao seguinte questionamento: Quais são os resultados da inclusão de um termo de assimetria no modelo GARCH bivariado, conforme sugerido por Brooks, Henry e Persaud (2002), nos moldes de um modelo TARARCH bivariado?

É possível que a consideração de assimetrias no processo GARCH melhore a capacidade de explicação do modelo – visto que a volatilidade cambial apresenta este comportamento assimétrico – e melhore também a eficiência de *hedge*. No caso brasileiro, em termos da capacidade preditiva da volatilidade, Goulart (2004) concluiu que o modelo TAR(1,1) foi superior aos modelos EGARCH (1,1) e GARCH (1,1). Embora se saiba que a superioridade em termos da capacidade preditiva não esteja diretamente relacionada com a superioridade em termos da efetividade de proteção, tal modificação na parametrização dos modelos GARCH é passível de verificação empírica, e pode acarretar mudanças nos resultados.

Ainda sobre a especificação do modelo GARCH usado, outras de suas formulações podem ser testadas. Uma delas é o modelo GARCH bivariado de correlação constante, proposto por Bollerslev (1990), o qual, embora seja mais parcimonioso e de simples implementação, recebeu críticas devido ao seu pressuposto de que a correlação condicional entre os ativos é constante no tempo. Lien, Tse e Tsui (2002), tendo implementado o teste de Tse (2000) para dez ativos, no intuito de identificar a constância na correlação entre os retornos das séries de preços à vista e futuro, concluíram que, à exceção do algodão e do iene japonês, todos os demais ativos apresentaram tal comportamento. Estes resultados sugerem que seja investigada tal premissa para o mercado cambial brasileiro e, em caso de validação da mesma, seja estimado o modelo de Bollerslev (1990) acima mencionado.

Vários autores sinalizaram, no entanto, que esta premissa não é constatada empiricamente nos dados. Não se verificando sua validade para o mercado cambial brasileiro, uma possível alternativa seria modelar também as correlações condicionais, o que foi proposto por Engle (2002) e também por Tse e Tsui (2002), no modelo que se denominou *Dynamic Conditional*

Correlation. Esta seria outra forma de se obter as matrizes de covariâncias condicionais, por meio das quais se calculam as razões de *hedge*.

O critério de comparação entre os modelos utilizado neste trabalho foi o nível de redução na variância, em relação à situação de desproteção integral. Embora a maioria dos trabalhos acadêmicos voltados para estudar a efetividade de *hedge* use tal medida, existem outras que poderiam ser incorporadas à análise para enriquecer os resultados. Brooks, Henry e Persaud (2002) utilizaram o critério da Exigência de Capital de Risco Mínimo (MCRR), medida relacionada ao *Value at Risk*. Por este critério o modelo que resultar na menor exigência de capital para suportar seu risco deve ser o preferido.

Por fim, deve ser pontuado que, em tese, o uso de contratos futuros para proteção resulta em *payoffs* simétricos; ou seja, se a posição à vista é comprada, a venda de contratos futuros visa assegurar os riscos de queda no preço do ativo subjacente. Nesse caso, se o preço sobe, ganha-se na posição à vista, mas perde-se na posição futura em montantes proporcionais. Já a utilização de contratos de opções permite resultados diferentes. Uma posição comprada em um determinado ativo protegida pela compra de uma opção de venda resulta em um *payoff* final semelhante ao de uma opção de compra. Se o preço desse ativo cai no vencimento da opção, o resultado é semelhante ao da exposição em futuros: o contrato de opções compensa as perdas na posição à vista. Todavia, se ocorre aumento no preço do ativo, ganha-se da mesma forma na posição à vista, mas a perda na posição em opções se limita ao prêmio pago pela opção. Esta assimetria nos resultados pode ser vantajosa nas estratégias de proteção e propiciar ganhos financeiros substanciais, além do controle do risco.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALEXANDER, C. *Market models: a guide to financial data analysis*. UK: John Wiley & Sons Ltd., 2001.

BAILLIE, R. T.; BOLLERSLEV, T. The message in daily exchange rates: a conditional-variance tale. *Journal of Business and Economic Statistics*, V. 7, Nº 3, p. 297-305, Jul. 1989.

BAILLIE, R.T.; MYERS, R.J. Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge. *Journal of Applied Econometrics*, V. 6, p. 109-124, 1991.

BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J.V.K. Multivariate GARCH models: a survey. CORE Discussion Paper 2003/31, Université Catholique de Louvain, 2003.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, V. 31, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T. A conditionally heteroscedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economics and Statistics*, V. 69, Nº 3, p. 542-547, Aug. 1987.

BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, V. 72, p. 498-505, 1990.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, V. 96, Nº 1, p. 116-131, Feb. 1988.

BROOKS, C. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

BROOKS, C.; HENRY, O. T.; PERSAND, G. The effect of asymmetries on optimal hedge ratios. *Journal of Business*, V. 75, N° 2, p. 333-352, Abr. 2002.

CANUTO, O. A crise asiática e seus desdobramentos. *Econômica*, V. 2, N° 4, p. 25-60, Dez. 2000.

CHAKRABORTY, A.; BARKOULAS, J. T. Dynamic futures hedging in currency markets. *The European Journal of Finance*, V. 5, N° 4, p. 299-314, Dez. 1999.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, V. 74, p. 427-431, Jun. 1979.

DIEBOLD, F.X. Empirical modeling of exchange rate dynamics. New York: Springer-Verlag, 1988.

EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. *The Journal of Finance*, V. 34, N° 1, p. 157-170, Mar. 1979.

ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, Volume 50, p. 987-1008, Jul. 1982.

ENGLE, R. Dynamic Conditional Correlation: a simple class of multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, V. 20, p. 339-350, 2002.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Cointegration and correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, V. 55, p. 251-276, Mar. 1987.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous GARCH. *Econometric Theory*, V. 11, N° 1, p. 122-150, 1995.

ENGLE, R. F.; YOO, B. S. Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, V. 35, p. 143-159, 1987.

FUNG, H. G.; LEUNG, W. K. The use of forward contracts for hedging currency risk. *Journal of International Financial Management and Accounting*, V. 3, N° 1, p. 78-92, Spring 1991.

GIAMBIAGI, F. Brasil: enfrentando a crise. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/publicacoes/catalogo/estudo.asp> . Acesso em 04 de novembro de 2004. Rio de Janeiro: BNDES, Dez. 1998.

GLOSTEN, L.R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D.E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, V. 48, p. 1779–1801, Dec. 1993.

GRAMMATIKOS, T.; SAUNDERS, A. Stability and the hedging performance of foreign currency futures. *The Journal of Futures Markets*, V. 3, N° 3, p. 295-305, Fall 1983.

GRINBLATT, M.; TITMAN, S. *Financial Markets and Corporate Strategy*. New York: McGraw Hill, 2002.

GOULART, C. P. *Risco de câmbio no mercado interbancário brasileiro: um estudo comparativo entre modelos de predição de volatilidade*. Dissertação (Mestrado em Administração) – Centro de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

HANSSON, B.; HÖRDAHL, P. Testing the conditional CAPM using multivariate GARCH-M. *Applied Financial Economics*, V. 8, N° 4, p. 377-388, 1998.

HILL, J.; SCHNEEWEIS, T. The hedging effectiveness of foreign currency futures. *The Journal of Financial Research*, V. 5, N° 1, p. 95-104, Spring 1982.

HSIEH, D.A. Implications of nonlinear dynamics for financial risk management. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, V. 28, p. 41-64, 1993.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, V. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, V. 59, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, V. 52, p. 169-210, 1990.

JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. *Review of Economic Studies*, V. 27, p. 139-151, 1960.

KRONER, K. F.; SULTAN, J. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, V. 28, Nº 4, p. 535-551, Dez. 1993.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 1992, V. 54, p. 159-178, 1992.

KWOK, C. C. Y. Hedging foreign exchange exposures: independent versus integrative approaches. *Journal of International Business Studies*, V. 18, Nº 2, p. 33-51, Summer 1987.

LEON, M. *Ataques especulativos sobre dívidas e regimes monetários*. Disponível em <http://epge.fgv.br/porta/pesquisa/producao/3687.html> . Acesso em 04 de novembro de 2004. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

LIEN, D.; TSE, Y.K.; TSUI, A.K.C. Evaluating the hedging performance of the Constant Correlation GARCH model. *Applied Financial Economics*, V. 12, Nº 11, p. 791-798, 2002.

MacKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, V. 11, p.601–618, 1996.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, V. 7, Nº 1, p. 77-91, Mar. 1952.

McCURDY, T.H.; MORGAN, I.G. Tests of the martingale hypothesis for foreign currency futures with time-varying volatility. *International Journal of Forecasting*, V. 3, p. 131-148, 1987.

McCURDY, T.H.; MORGAN, I.G. Testing the martingale hypothesis in Deutsche Mark futures with models specifying the form of the heteroskedasticity. *Journal of Applied Econometrics*, V. 3, pp. 187-202, 1988.

MYERS, R. J. Estimating time-varying optimal hedge ratios on futures markets. *The Journal of Futures Markets*, V. 11, Nº 1, p. 39-53, Fev. 1991.

NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, V. 3, p. 703-708, 1987.

PARK, T. H.; SWITZER, L. N. Time-varying distributions and the optimal hedge ratios for stock index futures. *Applied Financial Economics*, V. 5, Nº 3, p. 131-137, Jun. 1995.

RIGOLON, F. J. Z.; GIAMBIAGI, F. *A economia brasileira: panorama geral*. Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/publicacoes/catalogo/estudo.asp> . Acesso em 04 de novembro de 2004. Rio de Janeiro: BNDES, Jun. 1999.

SCHLITZER, G. Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: an application to the italian post-war economy. *Applied Economics*, V. 28, p. 327-331, 1996.

STEIN, J. L. The simultaneous determination of spot and futures prices. *American Economic Review*, V. 51, Nº 5, p. 1012-1025, Dez. 1961.

SWANSON, P. E.; CAPLES, S. C. Hedging foreign exchange risk using forward foreign exchange markets: an extension. *Journal of International Business Studies*, V. 18, Nº 1, p. 75-82, Spring 1987.

TONG, W. H. An examination of dynamic hedging. *Journal of International Money and Finance*, V. 15, Nº 1, p. 19-35, 1996.

TSAY, R. S. *Analysis of Financial Time Series*. EUA: Wiley & Sons, Inc., 2002.

TSE, Y.K. A test for constant correlations in a multivariate GARCH model. *Journal of Econometrics*, V. 98, p. 107-127, 2000.

TSE, Y.K.; TSUI, A.K.C A multivariate GARCH model with time-varying correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, V. 20, Nº 3, p. 351-362, 2002.

VERGARA. S. C. *Projetos e Relatórios de Pesquisa em Administração*. São Paulo: Atlas, 2000.

WOOLDRIDGE, J. *Introductory Econometrics: a modern approach*. EUA: Thomson, South-Western, 2003.

WORKING, H. Futures trading and hedging. *American Economic Review*, V. 43, Nº 3, p. 314-343, Jun. 1953.

ANEXOS

ANEXO A – Cotações de abertura das taxas de câmbio real x dólar norte-americano.

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
04/01/99	1.2083	25/02/99	2.0100	19/04/99	1.6700
05/01/99	1.2077	26/02/99	2.0500	20/04/99	1.6850
06/01/99	1.2090	01/03/99	2.0200	22/04/99	1.6950
07/01/99	1.2095	02/03/99	2.1250	23/04/99	1.6900
08/01/99	1.2065	03/03/99	2.1400	26/04/99	1.6900
11/01/99	1.2077	04/03/99	2.1250	27/04/99	1.7125
12/01/99	1.2109	05/03/99	2.0150	28/04/99	1.7000
13/01/99	1.3100	08/03/99	1.9750	29/04/99	1.6700
14/01/99	1.3047	09/03/99	1.9200	30/04/99	1.6635
15/01/99	1.3197	10/03/99	1.8700	03/05/99	1.6655
18/01/99	1.4500	11/03/99	1.8700	04/05/99	1.6725
19/01/99	1.5600	12/03/99	1.9000	05/05/99	1.6825
20/01/99	1.5700	15/03/99	1.9100	06/05/99	1.6740
21/01/99	1.5850	16/03/99	1.8500	07/05/99	1.6750
22/01/99	1.7500	17/03/99	1.8700	10/05/99	1.6600
26/01/99	1.8050	18/03/99	1.8500	11/05/99	1.6480
27/01/99	1.9150	19/03/99	1.8450	12/05/99	1.6575
28/01/99	1.9000	22/03/99	1.8575	13/05/99	1.6575
29/01/99	1.9650	23/03/99	1.8550	14/05/99	1.6510
01/02/99	2.0000	24/03/99	1.8550	17/05/99	1.6615
02/02/99	1.8500	25/03/99	1.8350	18/05/99	1.6695
03/02/99	1.8500	26/03/99	1.7900	19/05/99	1.6615
04/02/99	1.8200	29/03/99	1.7725	20/05/99	1.6700
05/02/99	1.8200	30/03/99	1.7500	21/05/99	1.6890
08/02/99	1.8300	31/03/99	1.7400	24/05/99	1.6990
09/02/99	1.9000	05/04/99	1.7200	25/05/99	1.7310
10/02/99	1.9100	06/04/99	1.7425	26/05/99	1.7300
11/02/99	1.8500	07/04/99	1.7300	27/05/99	1.6975
12/02/99	1.9150	08/04/99	1.7250	28/05/99	1.7200
17/02/99	1.9200	09/04/99	1.7150	31/05/99	1.7250
18/02/99	1.9050	12/04/99	1.7075	01/06/99	1.7230
19/02/99	1.9150	13/04/99	1.6775	02/06/99	1.7415
22/02/99	1.9150	14/04/99	1.6450	04/06/99	1.7400
23/02/99	1.9550	15/04/99	1.6700	07/06/99	1.7400
24/02/99	2.0200	16/04/99	1.6600	08/06/99	1.7410

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
09/06/99	1,7525	29/07/99	1,7945	17/09/99	1,8825
10/06/99	1,7540	30/07/99	1,7850	20/09/99	1,8760
11/06/99	1,7615	02/08/99	1,7920	21/09/99	1,8730
14/06/99	1,7800	03/08/99	1,8275	22/09/99	1,8825
15/06/99	1,7875	04/08/99	1,8175	23/09/99	1,8905
16/06/99	1,7800	05/08/99	1,8295	24/09/99	1,9065
17/06/99	1,7650	06/08/99	1,8500	27/09/99	1,9075
18/06/99	1,7500	09/08/99	1,8400	28/09/99	1,9255
21/06/99	1,7600	10/08/99	1,8625	29/09/99	1,9295
22/06/99	1,7600	11/08/99	1,8675	30/09/99	1,9175
23/06/99	1,7735	12/08/99	1,8550	01/10/99	1,9500
24/06/99	1,7875	13/08/99	1,8695	04/10/99	1,9400
25/06/99	1,7850	16/08/99	1,8700	05/10/99	1,9450
28/06/99	1,7950	17/08/99	1,8850	06/10/99	1,9550
29/06/99	1,7760	18/08/99	1,8785	07/10/99	1,9385
30/06/99	1,7725	19/08/99	1,9140	08/10/99	1,9375
01/07/99	1,7525	20/08/99	1,8800	11/10/99	1,9625
02/07/99	1,7650	23/08/99	1,8850	13/10/99	1,9525
05/07/99	1,7640	24/08/99	1,8725	14/10/99	1,9575
06/07/99	1,7715	25/08/99	1,9125	15/10/99	1,9705
07/07/99	1,7770	26/08/99	1,9025	18/10/99	1,9800
08/07/99	1,7805	27/08/99	1,9150	19/10/99	1,9990
12/07/99	1,7990	30/08/99	1,9400	20/10/99	2,0000
13/07/99	1,8345	31/08/99	1,9125	21/10/99	1,9950
14/07/99	1,8200	01/09/99	1,9150	22/10/99	1,9925
15/07/99	1,8225	02/09/99	1,9200	25/10/99	1,9830
16/07/99	1,8125	03/09/99	1,9105	26/10/99	1,9885
19/07/99	1,8000	06/09/99	1,9070	27/10/99	1,9875
20/07/99	1,7875	08/09/99	1,9125	28/10/99	1,9825
21/07/99	1,8200	09/09/99	1,8895	29/10/99	1,9700
22/07/99	1,8145	10/09/99	1,8730	01/11/99	1,9500
23/07/99	1,8150	13/09/99	1,8775	03/11/99	1,9420
26/07/99	1,8190	14/09/99	1,8920	04/11/99	1,9420
27/07/99	1,8255	15/09/99	1,8835	05/11/99	1,9175
28/07/99	1,8140	16/09/99	1,8800	08/11/99	1,9200

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
09/11/99	1.9200	30/12/99	1.8050	21/02/00	1.7725
10/11/99	1.9350	03/01/00	1.8000	22/02/00	1.7770
11/11/99	1.9290	04/01/00	1.8245	23/02/00	1.7855
12/11/99	1.9280	05/01/00	1.8310	24/02/00	1.7800
16/11/99	1.9325	06/01/00	1.8400	25/02/00	1.7775
17/11/99	1.9315	07/01/00	1.8245	28/02/00	1.7760
18/11/99	1.9300	10/01/00	1.8305	29/02/00	1.7700
19/11/99	1.9295	11/01/00	1.8195	01/03/00	1.7670
22/11/99	1.9320	12/01/00	1.8255	02/03/00	1.7625
23/11/99	1.9330	13/01/00	1.8180	03/03/00	1.7565
24/11/99	1.9290	14/01/00	1.7990	08/03/00	1.7580
25/11/99	1.9310	17/01/00	1.7975	09/03/00	1.7410
26/11/99	1.9260	18/01/00	1.7890	10/03/00	1.7360
29/11/99	1.9225	19/01/00	1.7985	13/03/00	1.7490
30/11/99	1.9240	20/01/00	1.7900	14/03/00	1.7400
01/12/99	1.9225	21/01/00	1.7800	15/03/00	1.7425
02/12/99	1.9050	24/01/00	1.7700	16/03/00	1.7340
03/12/99	1.8760	26/01/00	1.7700	17/03/00	1.7365
06/12/99	1.8740	27/01/00	1.7700	20/03/00	1.7375
07/12/99	1.8640	28/01/00	1.7790	21/03/00	1.7385
08/12/99	1.8580	31/01/00	1.8020	22/03/00	1.7310
09/12/99	1.8630	01/02/00	1.7900	23/03/00	1.7260
10/12/99	1.8700	02/02/00	1.7900	24/03/00	1.7150
13/12/99	1.8630	03/02/00	1.7840	27/03/00	1.7300
14/12/99	1.8500	04/02/00	1.7830	28/03/00	1.7465
15/12/99	1.8480	07/02/00	1.7650	29/03/00	1.7375
16/12/99	1.8420	08/02/00	1.7630	30/03/00	1.7500
17/12/99	1.8200	09/02/00	1.7620	31/03/00	1.7505
20/12/99	1.8060	10/02/00	1.7705	03/04/00	1.7400
21/12/99	1.8050	11/02/00	1.7630	04/04/00	1.7400
22/12/99	1.8200	14/02/00	1.7770	05/04/00	1.7550
23/12/99	1.8200	15/02/00	1.7730	06/04/00	1.7410
27/12/99	1.8250	16/02/00	1.7730	07/04/00	1.7460
28/12/99	1.8290	17/02/00	1.7730	10/04/00	1.7380
29/12/99	1.8220	18/02/00	1.7710	11/04/00	1.7420

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
12/04/00	1.7450	02/06/00	1.8205	24/07/00	1.7945
13/04/00	1.7540	05/06/00	1.8025	25/07/00	1.7885
14/04/00	1.7765	06/06/00	1.7870	26/07/00	1.7915
17/04/00	1.7850	07/06/00	1.8050	27/07/00	1.7890
18/04/00	1.7775	08/06/00	1.7950	28/07/00	1.7785
19/04/00	1.7625	09/06/00	1.7995	31/07/00	1.7705
20/04/00	1.7715	12/06/00	1.7975	01/08/00	1.7835
24/04/00	1.7810	13/06/00	1.8080	02/08/00	1.7880
25/04/00	1.7860	14/06/00	1.8100	03/08/00	1.7930
26/04/00	1.7900	15/06/00	1.8090	04/08/00	1.7880
27/04/00	1.8050	16/06/00	1.8090	07/08/00	1.7910
28/04/00	1.8065	19/06/00	1.8030	08/08/00	1.8000
02/05/00	1.7980	20/06/00	1.8025	09/08/00	1.7930
03/05/00	1.8015	21/06/00	1.8035	10/08/00	1.7980
04/05/00	1.8125	23/06/00	1.8190	11/08/00	1.7950
05/05/00	1.8090	26/06/00	1.8250	14/08/00	1.8005
08/05/00	1.8015	27/06/00	1.8255	15/08/00	1.8050
09/05/00	1.8060	28/06/00	1.8215	16/08/00	1.8040
10/05/00	1.8130	29/06/00	1.8210	17/08/00	1.8110
11/05/00	1.8185	30/06/00	1.8100	18/08/00	1.8120
12/05/00	1.8250	03/07/00	1.8050	21/08/00	1.8190
15/05/00	1.8350	04/07/00	1.8150	22/08/00	1.8180
16/05/00	1.8200	05/07/00	1.8095	23/08/00	1.8150
17/05/00	1.8240	06/07/00	1.8030	24/08/00	1.8190
18/05/00	1.8340	07/07/00	1.7980	25/08/00	1.8210
19/05/00	1.8430	10/07/00	1.8050	28/08/00	1.8245
22/05/00	1.8395	11/07/00	1.7950	29/08/00	1.8305
23/05/00	1.8550	12/07/00	1.8030	30/08/00	1.8280
24/05/00	1.8560	13/07/00	1.8110	31/08/00	1.8225
25/05/00	1.8405	14/07/00	1.8125	01/09/00	1.8225
26/05/00	1.8500	17/07/00	1.7930	04/09/00	1.8230
29/05/00	1.8350	18/07/00	1.7915	05/09/00	1.8280
30/05/00	1.8350	19/07/00	1.8010	06/09/00	1.8195
31/05/00	1.8310	20/07/00	1.8030	08/09/00	1.8210
01/06/00	1.8200	21/07/00	1.7970	11/09/00	1.8170

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
12/09/00	1.8240	01/11/00	1.9015	22/12/00	1.9535
13/09/00	1.8290	03/11/00	1.9125	26/12/00	1.9575
14/09/00	1.8310	06/11/00	1.9400	27/12/00	1.9605
15/09/00	1.8405	07/11/00	1.9565	28/12/00	1.9575
18/09/00	1.8485	08/11/00	1.9475	02/01/01	1.9450
19/09/00	1.8575	09/11/00	1.9745	03/01/01	1.9425
20/09/00	1.8515	10/11/00	1.9545	04/01/01	1.9325
21/09/00	1.8530	13/11/00	1.9500	05/01/01	1.9425
22/09/00	1.8635	14/11/00	1.9450	08/01/01	1.9540
25/09/00	1.8435	16/11/00	1.9500	09/01/01	1.9500
26/09/00	1.8515	17/11/00	1.9540	10/01/01	1.9440
27/09/00	1.8510	20/11/00	1.9600	11/01/01	1.9435
28/09/00	1.8485	21/11/00	1.9000	12/01/01	1.9520
29/09/00	1.8435	22/11/00	1.9280	15/01/01	1.9495
02/10/00	1.8450	23/11/00	1.9425	16/01/01	1.9500
03/10/00	1.8510	24/11/00	1.9575	17/01/01	1.9500
04/10/00	1.8525	27/11/00	1.9575	18/01/01	1.9520
05/10/00	1.8490	28/11/00	1.9800	19/01/01	1.9510
06/10/00	1.8490	29/11/00	1.9700	22/01/01	1.9590
09/10/00	1.8540	30/11/00	1.9545	23/01/01	1.9580
10/10/00	1.8530	01/12/00	1.9800	24/01/01	1.9585
11/10/00	1.8590	04/12/00	1.9850	26/01/01	1.9735
13/10/00	1.8735	05/12/00	1.9665	29/01/01	1.9730
16/10/00	1.8685	06/12/00	1.9665	30/01/01	1.9730
17/10/00	1.8640	07/12/00	1.9675	31/01/01	1.9685
18/10/00	1.8765	08/12/00	1.9680	01/02/01	1.9720
19/10/00	1.8705	11/12/00	1.9600	02/02/01	1.9870
20/10/00	1.8750	12/12/00	1.9665	05/02/01	1.9920
23/10/00	1.8850	13/12/00	1.9620	06/02/01	1.9985
24/10/00	1.8940	14/12/00	1.9650	07/02/01	2.0045
25/10/00	1.9045	15/12/00	1.9685	08/02/01	2.0015
26/10/00	1.9325	18/12/00	1.9560	09/02/01	1.9875
27/10/00	1.9220	19/12/00	1.9575	12/02/01	1.9815
30/10/00	1.9150	20/12/00	1.9550	13/02/01	1.9820
31/10/00	1.9100	21/12/00	1.9585	14/02/01	1.9865

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
15/02/01	1.9815	09/04/01	2.1640	30/05/01	2.3560
16/02/01	1.9925	10/04/01	2.1570	31/05/01	2.3495
19/02/01	2.0015	11/04/01	2.1370	01/06/01	2.3770
20/02/01	2.0060	12/04/01	2.1375	04/06/01	2.3760
21/02/01	2.0200	16/04/01	2.1550	05/06/01	2.3810
22/02/01	2.0340	17/04/01	2.1860	06/06/01	2.3700
23/02/01	2.0375	18/04/01	2.1960	07/06/01	2.3875
28/02/01	2.0366	19/04/01	2.1815	08/06/01	2.3607
01/03/01	2.0450	20/04/01	2.2125	11/06/01	2.3600
02/03/01	2.0405	23/04/01	2.2350	12/06/01	2.3875
05/03/01	2.0220	24/04/01	2.2635	13/06/01	2.4040
06/03/01	2.0190	25/04/01	2.2630	15/06/01	2.4200
07/03/01	2.0350	26/04/01	2.2875	18/06/01	2.4580
08/03/01	2.0375	27/04/01	2.2495	19/06/01	2.4520
09/03/01	2.0610	30/04/01	2.2040	20/06/01	2.4790
12/03/01	2.0495	02/05/01	2.2015	21/06/01	2.4660
13/03/01	2.0620	03/05/01	2.2355	22/06/01	2.3775
14/03/01	2.0740	04/05/01	2.2125	25/06/01	2.2825
15/03/01	2.0735	07/05/01	2.2110	26/06/01	2.3125
16/03/01	2.1200	08/05/01	2.2175	27/06/01	2.3335
19/03/01	2.1215	09/05/01	2.2355	28/06/01	2.2910
20/03/01	2.1235	10/05/01	2.2600	29/06/01	2.2990
21/03/01	2.0910	11/05/01	2.2580	02/07/01	2.3120
22/03/01	2.1320	14/05/01	2.2825	03/07/01	2.3350
23/03/01	2.1650	15/05/01	2.3260	04/07/01	2.3525
26/03/01	2.1535	16/05/01	2.3400	05/07/01	2.4200
27/03/01	2.1340	17/05/01	2.3175	06/07/01	2.4675
28/03/01	2.1250	18/05/01	2.3050	10/07/01	2.4475
29/03/01	2.1275	21/05/01	2.3255	11/07/01	2.5260
30/03/01	2.1510	22/05/01	2.3180	12/07/01	2.5500
02/04/01	2.1595	23/05/01	2.3230	13/07/01	2.5520
03/04/01	2.1760	24/05/01	2.3450	16/07/01	2.5950
04/04/01	2.1759	25/05/01	2.3480	17/07/01	2.5550
05/04/01	2.1734	28/05/01	2.3125	18/07/01	2.4990
06/04/01	2.1540	29/05/01	2.3330	19/07/01	2.5010

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
20/07/01	2.5090	10/09/01	2.5805	30/10/01	2.7330
23/07/01	2.4325	11/09/01	2.6070	31/10/01	2.7265
24/07/01	2.4130	12/09/01	2.6575	01/11/01	2.6895
25/07/01	2.4975	13/09/01	2.6875	05/11/01	2.6475
26/07/01	2.4855	14/09/01	2.6890	06/11/01	2.5850
27/07/01	2.5090	17/09/01	2.6690	07/11/01	2.6225
30/07/01	2.4125	18/09/01	2.6670	08/11/01	2.5550
31/07/01	2.4200	19/09/01	2.6940	09/11/01	2.5500
01/08/01	2.4670	20/09/01	2.7095	12/11/01	2.5400
02/08/01	2.4700	21/09/01	2.8010	13/11/01	2.5450
03/08/01	2.4690	24/09/01	2.8325	14/11/01	2.5240
06/08/01	2.4965	25/09/01	2.7000	16/11/01	2.5445
07/08/01	2.4535	26/09/01	2.7135	19/11/01	2.5300
08/08/01	2.4560	27/09/01	2.6985	20/11/01	2.5190
09/08/01	2.4670	28/09/01	2.6755	21/11/01	2.5550
10/08/01	2.4895	01/10/01	2.6875	22/11/01	2.5300
13/08/01	2.4725	02/10/01	2.6985	23/11/01	2.5300
14/08/01	2.4970	03/10/01	2.7060	26/11/01	2.4960
15/08/01	2.5145	04/10/01	2.7300	27/11/01	2.4550
16/08/01	2.4890	05/10/01	2.7360	28/11/01	2.4850
17/08/01	2.5150	08/10/01	2.7655	29/11/01	2.4975
20/08/01	2.5350	09/10/01	2.7705	30/11/01	2.5350
21/08/01	2.5180	10/10/01	2.7800	03/12/01	2.5000
22/08/01	2.5050	11/10/01	2.7700	04/12/01	2.4285
23/08/01	2.5200	15/10/01	2.7820	05/12/01	2.4150
24/08/01	2.5285	16/10/01	2.7500	06/12/01	2.4550
27/08/01	2.5470	17/10/01	2.7115	07/12/01	2.4220
28/08/01	2.5585	18/10/01	2.7500	10/12/01	2.3650
29/08/01	2.5500	19/10/01	2.7600	11/12/01	2.3240
30/08/01	2.5455	22/10/01	2.7470	12/12/01	2.3500
31/08/01	2.5310	23/10/01	2.7110	13/12/01	2.3750
03/09/01	2.5645	24/10/01	2.7325	14/12/01	2.3875
04/09/01	2.5650	25/10/01	2.7650	17/12/01	2.3850
05/09/01	2.5550	26/10/01	2.7350	18/12/01	2.3575
06/09/01	2.5775	29/10/01	2.7400	19/12/01	2.2995

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
20/12/01	2.3350	18/02/02	2.4570	09/04/02	2.2920
21/12/01	2.3500	19/02/02	2.4300	10/04/02	2.2860
26/12/01	2.3250	20/02/02	2.4205	11/04/02	2.2600
27/12/01	2.3045	21/02/02	2.4130	12/04/02	2.2935
28/12/01	2.3175	22/02/02	2.4305	15/04/02	2.3020
02/01/02	2.3300	25/02/02	2.4150	16/04/02	2.3210
03/01/02	2.2850	26/02/02	2.3885	17/04/02	2.3200
04/01/02	2.2950	27/02/02	2.3925	18/04/02	2.3325
07/01/02	2.3300	28/02/02	2.3515	19/04/02	2.3230
08/01/02	2.3255	01/03/02	2.3630	22/04/02	2.3325
09/01/02	2.3750	04/03/02	2.3480	23/04/02	2.3375
10/01/02	2.3850	05/03/02	2.3265	24/04/02	2.3590
11/01/02	2.4425	06/03/02	2.3510	25/04/02	2.3610
14/01/02	2.4100	07/03/02	2.3780	26/04/02	2.3545
15/01/02	2.3930	08/03/02	2.3725	29/04/02	2.3730
16/01/02	2.3770	11/03/02	2.3490	30/04/02	2.3625
17/01/02	2.3560	12/03/02	2.3590	02/05/02	2.3610
18/01/02	2.3900	13/03/02	2.3210	03/05/02	2.3960
21/01/02	2.3695	14/03/02	2.3400	06/05/02	2.4310
22/01/02	2.3660	15/03/02	2.3540	07/05/02	2.4125
23/01/02	2.3750	18/03/02	2.3380	08/05/02	2.4325
24/01/02	2.3830	19/03/02	2.3450	09/05/02	2.4550
28/01/02	2.4050	20/03/02	2.3360	10/05/02	2.4715
29/01/02	2.4245	21/03/02	2.3480	13/05/02	2.4640
30/01/02	2.4390	22/03/02	2.3415	14/05/02	2.5105
31/01/02	2.4254	25/03/02	2.3625	15/05/02	2.5070
01/02/02	2.4150	26/03/02	2.3620	16/05/02	2.4950
04/02/02	2.4080	27/03/02	2.3495	17/05/02	2.4600
05/02/02	2.4220	28/03/02	2.3235	20/05/02	2.4700
06/02/02	2.4185	01/04/02	2.3350	21/05/02	2.4775
07/02/02	2.4350	02/04/02	2.3040	22/05/02	2.5000
08/02/02	2.4690	03/04/02	2.3000	23/05/02	2.5130
13/02/02	2.4565	04/04/02	2.3140	24/05/02	2.5180
14/02/02	2.4055	05/04/02	2.2995	27/05/02	2.5115
15/02/02	2.4400	08/04/02	2.2790	28/05/02	2.5280

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
29/05/02	2.5160	19/07/02	2.8590	06/09/02	3.1865
31/05/02	2.5080	22/07/02	2.8495	09/09/02	3.1620
03/06/02	2.5100	23/07/02	2.9040	10/09/02	3.1010
04/06/02	2.5405	24/07/02	2.9140	11/09/02	3.1360
05/06/02	2.6000	25/07/02	2.9430	12/09/02	3.1150
06/06/02	2.6125	26/07/02	3.0000	13/09/02	3.1525
07/06/02	2.7050	29/07/02	3.0150	16/09/02	3.1700
10/06/02	2.6360	30/07/02	3.1800	17/09/02	3.2300
11/06/02	2.6390	31/07/02	3.3450	18/09/02	3.2890
12/06/02	2.7275	01/08/02	3.4650	19/09/02	3.3950
13/06/02	2.7690	02/08/02	3.1300	20/09/02	3.3800
14/06/02	2.7180	05/08/02	3.0055	23/09/02	3.4025
17/06/02	2.7160	06/08/02	3.1850	24/09/02	3.5650
18/06/02	2.6530	07/08/02	3.0850	25/09/02	3.7760
19/06/02	2.7200	08/08/02	2.9350	26/09/02	3.7100
20/06/02	2.7065	09/08/02	2.9200	27/09/02	3.7550
21/06/02	2.8080	12/08/02	3.0500	30/09/02	3.8725
24/06/02	2.8425	13/08/02	3.1550	01/10/02	3.7525
25/06/02	2.7820	14/08/02	3.1625	02/10/02	3.6150
26/06/02	2.8475	15/08/02	3.1750	03/10/02	3.6575
27/06/02	2.8380	16/08/02	3.2000	04/10/02	3.7000
28/06/02	2.8300	19/08/02	3.1300	07/10/02	3.6165
01/07/02	2.8300	20/08/02	3.0950	08/10/02	3.7300
02/07/02	2.8925	21/08/02	3.1000	09/10/02	3.7500
03/07/02	2.8950	22/08/02	3.0800	10/10/02	3.9100
04/07/02	2.8610	23/08/02	3.1325	11/10/02	3.9700
05/07/02	2.8760	26/08/02	3.1207	14/10/02	3.8225
08/07/02	2.8822	27/08/02	3.0530	15/10/02	3.8200
10/07/02	2.8525	28/08/02	3.1400	16/10/02	3.8570
11/07/02	2.8525	29/08/02	3.1445	17/10/02	3.9225
12/07/02	2.8050	30/08/02	3.0525	18/10/02	3.9050
15/07/02	2.7970	02/09/02	3.0100	21/10/02	3.8700
16/07/02	2.8540	03/09/02	3.0750	22/10/02	3.9370
17/07/02	2.8740	04/09/02	3.1025	23/10/02	3.8950
18/07/02	2.8960	05/09/02	3.1450	24/10/02	3.9100

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
25/10/02	3.8050	16/12/02	3.7250	07/02/03	3.5900
28/10/02	3.7250	17/12/02	3.5925	10/02/03	3.6025
29/10/02	3.8375	18/12/02	3.5635	11/02/03	3.5600
30/10/02	3.8135	19/12/02	3.5250	12/02/03	3.6065
31/10/02	3.6500	20/12/02	3.4350	13/02/03	3.6225
01/11/02	3.6325	23/12/02	3.4400	14/02/03	3.6500
04/11/02	3.5550	26/12/02	3.5000	17/02/03	3.6300
05/11/02	3.5750	27/12/02	3.5500	18/02/03	3.5925
06/11/02	3.5775	30/12/02	3.5350	19/02/03	3.5950
07/11/02	3.6400	02/01/03	3.5450	20/02/03	3.6100
08/11/02	3.5850	03/01/03	3.5100	21/02/03	3.5975
11/11/02	3.5145	06/01/03	3.4275	24/02/03	3.6225
12/11/02	3.5140	07/01/03	3.3350	25/02/03	3.5825
13/11/02	3.6440	08/01/03	3.2700	26/02/03	3.6000
14/11/02	3.6400	09/01/03	3.3400	27/02/03	3.5825
18/11/02	3.6750	10/01/03	3.3050	28/02/03	3.5625
19/11/02	3.5550	13/01/03	3.2950	05/03/03	3.5650
20/11/02	3.4875	14/01/03	3.3050	06/03/03	3.5525
21/11/02	3.5150	15/01/03	3.2775	07/03/03	3.4975
22/11/02	3.5225	16/01/03	3.2925	10/03/03	3.4975
25/11/02	3.5725	17/01/03	3.3300	11/03/03	3.5225
26/11/02	3.5725	20/01/03	3.4120	12/03/03	3.4825
27/11/02	3.5800	21/01/03	3.3850	13/03/03	3.4100
28/11/02	3.6250	22/01/03	3.4900	14/03/03	3.4075
29/11/02	3.6125	23/01/03	3.5185	17/03/03	3.4325
02/12/02	3.6550	24/01/03	3.5300	18/03/03	3.4400
03/12/02	3.6050	27/01/03	3.6725	19/03/03	3.4425
04/12/02	3.7100	28/01/03	3.6215	20/03/03	3.4640
05/12/02	3.7185	29/01/03	3.6675	21/03/03	3.4775
06/12/02	3.7970	30/01/03	3.5700	24/03/03	3.4040
09/12/02	3.7650	31/01/03	3.5400	25/03/03	3.3820
10/12/02	3.8000	03/02/03	3.4650	26/03/03	3.3675
11/12/02	3.7900	04/02/03	3.5525	27/03/03	3.3825
12/12/02	3.7775	05/02/03	3.5900	28/03/03	3.3825
13/12/02	3.7825	06/02/03	3.6000	31/03/03	3.3625

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
01/04/03	3.3525	23/05/03	2.9800	15/07/03	2.8610
02/04/03	3.3125	26/05/03	2.9325	16/07/03	2.8530
03/04/03	3.2600	27/05/03	3.0000	17/07/03	2.8445
04/04/03	3.2525	28/05/03	3.0280	18/07/03	2.8705
07/04/03	3.1950	29/05/03	3.0000	21/07/03	2.8870
08/04/03	3.1400	30/05/03	2.9400	22/07/03	2.8755
09/04/03	3.1810	02/06/03	2.9675	23/07/03	2.8820
10/04/03	3.1925	03/06/03	2.9790	24/07/03	2.8965
11/04/03	3.2475	04/06/03	2.9435	25/07/03	2.8885
14/04/03	3.2075	05/06/03	2.9160	28/07/03	2.8905
15/04/03	3.1610	06/06/03	2.8450	29/07/03	2.8955
16/04/03	3.0775	09/06/03	2.8770	30/07/03	2.9365
17/04/03	3.0925	10/06/03	2.8630	31/07/03	2.9840
22/04/03	3.0555	11/06/03	2.8680	01/08/03	2.9660
23/04/03	3.0425	12/06/03	2.8435	04/08/03	3.0250
24/04/03	3.0000	13/06/03	2.8655	05/08/03	3.0250
25/04/03	3.0125	16/06/03	2.8395	06/08/03	3.0350
28/04/03	3.0080	17/06/03	2.8730	07/08/03	3.0520
29/04/03	2.9600	18/06/03	2.8690	08/08/03	2.9830
30/04/03	2.9125	20/06/03	2.8870	11/08/03	2.9855
02/05/03	2.9100	23/06/03	2.8890	12/08/03	3.0045
05/05/03	2.9625	24/06/03	2.8630	13/08/03	3.0250
06/05/03	3.0350	25/06/03	2.8680	14/08/03	3.0070
07/05/03	3.0225	26/06/03	2.8600	15/08/03	3.0060
08/05/03	2.9490	27/06/03	2.8985	18/08/03	2.9905
09/05/03	2.9125	30/06/03	2.8650	19/08/03	2.9992
12/05/03	2.8725	01/07/03	2.8430	20/08/03	2.9925
13/05/03	2.8630	02/07/03	2.8188	21/08/03	3.0040
14/05/03	2.8950	03/07/03	2.8150	22/08/03	3.0035
15/05/03	2.8900	04/07/03	2.8275	25/08/03	2.9880
16/05/03	2.9875	07/07/03	2.8375	26/08/03	2.9915
19/05/03	2.9425	08/07/03	2.8825	27/08/03	2.9748
20/05/03	2.9925	10/07/03	2.8660	28/08/03	2.9561
21/05/03	3.0325	11/07/03	2.8915	29/08/03	2.9570
22/05/03	3.0025	14/07/03	2.8920	01/09/03	2.9790

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
02/09/03	2.9855	21/10/03	2.8730	09/12/03	2.9405
03/09/03	2.9610	22/10/03	2.8560	10/12/03	2.9290
04/09/03	2.9620	23/10/03	2.8630	11/12/03	2.9445
05/09/03	2.9310	24/10/03	2.8640	12/12/03	2.9367
08/09/03	2.9060	27/10/03	2.8690	15/12/03	2.9385
09/09/03	2.9418	28/10/03	2.8650	16/12/03	2.9200
10/09/03	2.9232	29/10/03	2.8590	17/12/03	2.9425
11/09/03	2.8910	30/10/03	2.8550	18/12/03	2.9295
12/09/03	2.9135	31/10/03	2.8450	19/12/03	2.9345
15/09/03	2.9020	03/11/03	2.8670	22/12/03	2.9225
16/09/03	2.8860	04/11/03	2.8650	23/12/03	2.9175
17/09/03	2.9132	05/11/03	2.8615	26/12/03	2.9085
18/09/03	2.9116	06/11/03	2.8612	29/12/03	2.9030
19/09/03	2.9026	07/11/03	2.8760	30/12/03	2.8679
22/09/03	2.9025	10/11/03	2.8672	02/01/04	2.8830
23/09/03	2.9005	11/11/03	2.8893	05/01/04	2.8780
24/09/03	2.9210	12/11/03	2.9050	06/01/04	2.8470
25/09/03	2.9202	13/11/03	2.9060	07/01/04	2.8640
26/09/03	2.9400	14/11/03	2.9345	08/01/04	2.8550
29/09/03	2.9335	17/11/03	2.9490	09/01/04	2.8470
30/09/03	2.9253	18/11/03	2.9335	12/01/04	2.8330
01/10/03	2.8925	19/11/03	2.9615	13/01/04	2.7820
02/10/03	2.8950	20/11/03	2.9392	14/01/04	2.8150
03/10/03	2.8900	21/11/03	2.9409	15/01/04	2.8144
06/10/03	2.8860	24/11/03	2.9215	16/01/04	2.8145
07/10/03	2.8675	25/11/03	2.9215	19/01/04	2.8250
08/10/03	2.8565	26/11/03	2.9340	20/01/04	2.8380
09/10/03	2.8460	27/11/03	2.9470	21/01/04	2.8250
10/10/03	2.8317	28/11/03	2.9445	22/01/04	2.8400
13/10/03	2.8300	01/12/03	2.9465	23/01/04	2.8375
14/10/03	2.8360	02/12/03	2.9250	26/01/04	2.8380
15/10/03	2.8289	03/12/03	2.9450	27/01/04	2.8440
16/10/03	2.8395	04/12/03	2.9285	28/01/04	2.8690
17/10/03	2.8486	05/12/03	2.9500	29/01/04	2.9075
20/10/03	2.8795	08/12/03	2.9345	30/01/04	2.9310

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
02/02/04	2.9310	24/03/04	2.9205	14/05/04	3.1322
03/02/04	2.9305	25/03/04	2.9330	17/05/04	3.0910
04/02/04	2.9205	26/03/04	2.9335	18/05/04	3.1218
05/02/04	2.9275	29/03/04	2.9380	19/05/04	3.1300
06/02/04	2.9375	30/03/04	2.9388	20/05/04	3.1330
09/02/04	2.9327	31/03/04	2.9104	21/05/04	3.2050
10/02/04	2.9275	01/04/04	2.8956	24/05/04	3.1930
11/02/04	2.9200	02/04/04	2.8895	25/05/04	3.1781
12/02/04	2.9005	05/04/04	2.8940	26/05/04	3.1378
13/02/04	2.9115	06/04/04	2.8760	27/05/04	3.1815
16/02/04	2.9050	07/04/04	2.8800	28/05/04	3.1229
17/02/04	2.9080	08/04/04	2.8765	31/05/04	3.0910
18/02/04	2.9245	12/04/04	2.8847	01/06/04	3.1900
19/02/04	2.9495	13/04/04	2.8800	02/06/04	3.1455
20/02/04	2.9645	14/04/04	2.8912	03/06/04	3.1320
25/02/04	2.9600	15/04/04	2.8875	04/06/04	3.1330
26/02/04	2.9395	16/04/04	2.9289	07/06/04	3.1305
27/02/04	2.9215	19/04/04	2.9090	08/06/04	3.1120
01/03/04	2.9060	20/04/04	2.9070	09/06/04	3.1100
02/03/04	2.8985	22/04/04	2.9225	11/06/04	3.1248
03/03/04	2.8929	23/04/04	2.9200	14/06/04	3.1410
04/03/04	2.8785	26/04/04	2.9090	15/06/04	3.1665
05/03/04	2.8888	27/04/04	2.9100	16/06/04	3.1301
08/03/04	2.8760	28/04/04	2.9162	17/06/04	3.1380
09/03/04	2.8737	29/04/04	2.9470	18/06/04	3.1273
10/03/04	2.8875	30/04/04	2.9650	21/06/04	3.1415
11/03/04	2.9130	03/05/04	2.9330	22/06/04	3.1319
12/03/04	2.9205	04/05/04	2.9870	23/06/04	3.1322
15/03/04	2.9000	05/05/04	2.9688	24/06/04	3.1090
16/03/04	2.9030	06/05/04	2.9537	25/06/04	3.0920
17/03/04	2.8990	07/05/04	2.9965	28/06/04	3.1105
18/03/04	2.9095	10/05/04	3.0620	29/06/04	3.1250
19/03/04	2.9045	11/05/04	3.1425	30/06/04	3.1100
22/03/04	2.9010	12/05/04	3.0735	01/07/04	3.0850
23/03/04	2.9075	13/05/04	3.1420	02/07/04	3.0760

data	Taxa de Câmbio R\$/US\$	data	Taxa de Câmbio R\$/US\$
05/07/04	3.0395	24/08/04	2.9679
06/07/04	3.0230	25/08/04	2.9550
07/07/04	3.0520	26/08/04	2.9543
08/07/04	3.0440	27/08/04	2.9523
12/07/04	3.0590	30/08/04	2.9550
13/07/04	3.0398	31/08/04	2.9430
14/07/04	3.0410	01/09/04	2.9275
15/07/04	3.0270	02/09/04	2.9335
16/07/04	3.0200	03/09/04	2.9390
19/07/04	3.0230	06/09/04	2.9270
20/07/04	2.9950	08/09/04	2.9000
21/07/04	3.0060	09/09/04	2.9000
22/07/04	3.0285	10/09/04	2.9005
23/07/04	3.0423	13/09/04	2.9020
26/07/04	3.0555	14/09/04	2.9095
27/07/04	3.0750	15/09/04	2.9035
28/07/04	3.0588	16/09/04	2.9030
29/07/04	3.0430	17/09/04	2.8832
30/07/04	3.0360	20/09/04	2.8680
02/08/04	3.0375	21/09/04	2.8740
03/08/04	3.0481	22/09/04	2.8648
04/08/04	3.0500	23/09/04	2.8852
05/08/04	3.0610	24/09/04	2.8800
06/08/04	3.0790	27/09/04	2.8705
09/08/04	3.0350	28/09/04	2.8755
10/08/04	3.0410	29/09/04	2.8688
11/08/04	3.0338	30/09/04	2.8535
12/08/04	3.0365		
13/08/04	3.0400		
16/08/04	3.0195		
17/08/04	3.0045		
18/08/04	3.0015		
19/08/04	2.9810		
20/08/04	2.9826		
23/08/04	2.9665		

ANEXO B – Cotações de abertura das taxas de câmbio futuro real x dólar norte-americano.

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
04/01/99	1.2230	fev/99	1.2230	fev/99
05/01/99	1.2220	fev/99	1.2375	mar/99
06/01/99	1.2201	fev/99	1.2366	mar/99
07/01/99	1.2230	fev/99	1.2380	mar/99
08/01/99	1.2213	fev/99	1.2375	mar/99
11/01/99	1.2220	fev/99	1.2395	mar/99
12/01/99	1.2224	fev/99	1.2385	mar/99
13/01/99	1.2376	fev/99	1.2608	mar/99
14/01/99	1.2500	fev/99	1.2797	mar/99
15/01/99	1.2750	fev/99	1.3373	mar/99
18/01/99	1.3515	fev/99	1.4978	mar/99
19/01/99	1.5002	fev/99	1.6100	mar/99
20/01/99	1.5500	fev/99	1.5700	mar/99
21/01/99	1.5750	fev/99	1.5970	mar/99
22/01/99	1.6400	fev/99	1.7500	mar/99
26/01/99	1.8225	mar/99	1.8225	mar/99
27/01/99	1.8700	mar/99	1.8700	mar/99
28/01/99	1.8700	mar/99	1.8700	mar/99
29/01/99	1.9500	mar/99	1.9500	mar/99
01/02/99	1.9500	mar/99	1.9500	mar/99
02/02/99	1.7400	mar/99	1.7900	abr/99
03/02/99	1.7300	mar/99	1.7500	abr/99
04/02/99	1.8300	mar/99	1.8400	abr/99
05/02/99	1.8300	mar/99	1.8400	abr/99
08/02/99	1.8400	mar/99	1.8800	abr/99
09/02/99	1.9600	mar/99	1.9800	abr/99
10/02/99	1.8700	mar/99	1.9000	abr/99
11/02/99	1.8200	mar/99	1.8550	abr/99
12/02/99	1.8900	mar/99	1.9200	abr/99
17/02/99	1.9000	mar/99	1.9300	abr/99
18/02/99	1.8650	mar/99	1.9050	abr/99
19/02/99	1.8600	mar/99	1.8950	abr/99
22/02/99	1.8800	mar/99	1.9050	abr/99
23/02/99	1.9850	abr/99	1.9850	abr/99
24/02/99	2.0050	abr/99	2.0050	abr/99

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
25/02/99	2.0100	abr/99	2.0100	abr/99
26/02/99	2.0400	abr/99	2.0400	abr/99
01/03/99	2.0000	abr/99	2.0000	abr/99
02/03/99	2.0860	abr/99	2.0860	abr/99
03/03/99	2.1500	abr/99	2.1500	abr/99
04/03/99	2.1000	abr/99	2.1000	mai/99
05/03/99	2.0000	abr/99	2.0000	mai/99
08/03/99	1.9600	abr/99	1.9850	mai/99
09/03/99	1.9000	abr/99	1.9000	mai/99
10/03/99	1.8600	abr/99	1.8800	mai/99
11/03/99	1.8900	abr/99	1.9050	mai/99
12/03/99	1.9200	abr/99	1.9500	mai/99
15/03/99	1.9280	abr/99	1.9300	mai/99
16/03/99	1.8600	abr/99	1.8600	mai/99
17/03/99	1.8850	abr/99	1.9000	mai/99
18/03/99	1.8700	abr/99	1.8850	mai/99
19/03/99	1.8530	abr/99	1.8550	mai/99
22/03/99	1.8700	abr/99	1.8790	mai/99
23/03/99	1.8550	abr/99	1.8700	mai/99
24/03/99	1.8560	abr/99	1.8640	mai/99
25/03/99	1.8300	mai/99	1.8300	mai/99
26/03/99	1.7950	mai/99	1.7950	mai/99
29/03/99	1.7870	mai/99	1.7870	mai/99
30/03/99	1.7350	mai/99	1.7350	mai/99
31/03/99	1.7500	mai/99	1.7500	mai/99
05/04/99	1.7400	mai/99	1.7550	jun/99
06/04/99	1.7630	mai/99	1.7750	jun/99
07/04/99	1.7450	mai/99	1.7680	jun/99
08/04/99	1.7450	mai/99	1.7600	jun/99
09/04/99	1.7300	mai/99	1.7480	jun/99
12/04/99	1.7250	mai/99	1.7450	jun/99
13/04/99	1.6900	mai/99	1.7100	jun/99
14/04/99	1.6500	mai/99	1.6650	jun/99
15/04/99	1.6750	mai/99	1.7000	jun/99
16/04/99	1.6800	mai/99	1.7000	jun/99

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
19/04/99	1.6850	mai/99	1.7050	jun/99
20/04/99	1.7100	mai/99	1.7300	jun/99
22/04/99	1.7050	mai/99	1.7300	jun/99
23/04/99	1.6950	mai/99	1.7150	jun/99
26/04/99	1.7300	jun/99	1.7300	jun/99
27/04/99	1.7400	jun/99	1.7400	jun/99
28/04/99	1.7350	jun/99	1.7350	jun/99
29/04/99	1.6950	jun/99	1.6950	jun/99
30/04/99	1.6900	jun/99	1.6900	jun/99
03/05/99	1.6980	jun/99	1.6980	jun/99
04/05/99	1.6950	jun/99	1.7140	jul/99
05/05/99	1.7100	jun/99	1.7350	jul/99
06/05/99	1.6980	jun/99	1.7150	jul/99
07/05/99	1.6970	jun/99	1.7200	jul/99
10/05/99	1.6750	jun/99	1.6950	jul/99
11/05/99	1.6650	jun/99	1.6850	jul/99
12/05/99	1.6850	jun/99	1.7080	jul/99
13/05/99	1.6650	jun/99	1.6950	jul/99
14/05/99	1.6750	jun/99	1.7010	jul/99
17/05/99	1.6830	jun/99	1.7060	jul/99
18/05/99	1.6830	jun/99	1.7050	jul/99
19/05/99	1.6720	jun/99	1.6910	jul/99
20/05/99	1.6900	jun/99	1.7100	jul/99
21/05/99	1.6980	jun/99	1.7200	jul/99
24/05/99	1.6980	jun/99	1.7200	jul/99
25/05/99	1.7800	jul/99	1.7800	jul/99
26/05/99	1.7450	jul/99	1.7450	jul/99
27/05/99	1.7350	jul/99	1.7350	jul/99
28/05/99	1.7600	jul/99	1.7600	jul/99
31/05/99	1.7560	jul/99	1.7560	jul/99
01/06/99	1.7540	jul/99	1.7540	jul/99
02/06/99	1.7850	jul/99	1.7850	jul/99
04/06/99	1.7620	jul/99	1.7830	ago/99
07/06/99	1.7600	jul/99	1.7830	ago/99
08/06/99	1.7720	jul/99	1.7920	ago/99

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
09/06/99	1.7740	jul/99	1.7970	ago/99
10/06/99	1.7790	jul/99	1.8040	ago/99
11/06/99	1.7900	jul/99	1.8150	ago/99
14/06/99	1.7930	jul/99	1.8120	ago/99
15/06/99	1.8100	jul/99	1.8340	ago/99
16/06/99	1.7800	jul/99	1.8000	ago/99
17/06/99	1.7730	jul/99	1.7950	ago/99
18/06/99	1.7500	jul/99	1.7700	ago/99
21/06/99	1.7750	jul/99	1.7980	ago/99
22/06/99	1.7750	jul/99	1.7930	ago/99
23/06/99	1.7900	jul/99	1.8140	ago/99
24/06/99	1.8220	ago/99	1.8220	ago/99
25/06/99	1.8020	ago/99	1.8020	ago/99
28/06/99	1.8200	ago/99	1.8200	ago/99
29/06/99	1.7960	ago/99	1.7960	ago/99
30/06/99	1.7920	ago/99	1.7920	ago/99
01/07/99	1.7750	ago/99	1.7750	ago/99
02/07/99	1.7910	ago/99	1.7910	ago/99
05/07/99	1.7850	ago/99	1.7850	ago/99
06/07/99	1.7880	ago/99	1.8100	set/99
07/07/99	1.7970	ago/99	1.8170	set/99
08/07/99	1.8000	ago/99	1.8200	set/99
12/07/99	1.8090	ago/99	1.8300	set/99
13/07/99	1.8800	ago/99	1.8900	set/99
14/07/99	1.8150	ago/99	1.8300	set/99
15/07/99	1.8400	ago/99	1.8640	set/99
16/07/99	1.8200	ago/99	1.8370	set/99
19/07/99	1.8020	ago/99	1.8150	set/99
20/07/99	1.7950	ago/99	1.8170	set/99
21/07/99	1.8310	ago/99	1.8480	set/99
22/07/99	1.8150	ago/99	1.8380	set/99
23/07/99	1.8150	ago/99	1.8350	set/99
26/07/99	1.8300	ago/99	1.8490	set/99
27/07/99	1.8400	set/99	1.8400	set/99
28/07/99	1.8170	set/99	1.8170	set/99

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
29/07/99	1.8150	set/99	1.8150	set/99
30/07/99	1.8040	set/99	1.8040	set/99
02/08/99	1.8110	set/99	1.8110	set/99
03/08/99	1.8500	set/99	1.8500	set/99
04/08/99	1.8390	set/99	1.8650	out/99
05/08/99	1.8600	set/99	1.8780	out/99
06/08/99	1.8680	set/99	1.8870	out/99
09/08/99	1.8600	set/99	1.8790	out/99
10/08/99	1.8920	set/99	1.9060	out/99
11/08/99	1.8770	set/99	1.8940	out/99
12/08/99	1.8600	set/99	1.8820	out/99
13/08/99	1.8820	set/99	1.8970	out/99
16/08/99	1.8800	set/99	1.9050	out/99
17/08/99	1.9000	set/99	1.9070	out/99
18/08/99	1.8940	set/99	1.9180	out/99
19/08/99	1.9250	set/99	1.9380	out/99
20/08/99	1.9500	set/99	1.9730	out/99
23/08/99	1.8800	set/99	1.9000	out/99
24/08/99	1.9000	set/99	1.9180	out/99
25/08/99	1.9670	out/99	1.9670	out/99
26/08/99	1.9210	out/99	1.9210	out/99
27/08/99	1.9400	out/99	1.9400	out/99
30/08/99	1.9650	out/99	1.9650	out/99
31/08/99	1.9380	out/99	1.9380	out/99
01/09/99	1.9400	out/99	1.9400	out/99
02/09/99	1.9460	out/99	1.9460	out/99
03/09/99	1.9200	out/99	1.9330	nov/99
06/09/99	1.9200	out/99	1.9400	nov/99
08/09/99	1.9150	out/99	1.9370	nov/99
09/09/99	1.8900	out/99	1.9080	nov/99
10/09/99	1.8860	out/99	1.8960	nov/99
13/09/99	1.8800	out/99	1.9060	nov/99
14/09/99	1.9070	out/99	1.9310	nov/99
15/09/99	1.8800	out/99	1.9010	nov/99
16/09/99	1.8870	out/99	1.9050	nov/99

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>Vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
17/09/99	1.8920	out/99	1.9130	nov/99
20/09/99	1.8850	out/99	1.9040	nov/99
21/09/99	1.8830	out/99	1.9040	nov/99
22/09/99	1.8950	out/99	1.9100	nov/99
23/09/99	1.8950	out/99	1.9120	nov/99
24/09/99	1.9350	nov/99	1.9350	nov/99
27/09/99	1.9310	nov/99	1.9310	nov/99
28/09/99	1.9570	nov/99	1.9570	nov/99
29/09/99	1.9450	nov/99	1.9450	nov/99
30/09/99	1.9360	nov/99	1.9360	nov/99
01/10/99	1.9800	nov/99	1.9800	nov/99
04/10/99	1.9500	nov/99	1.9500	nov/99
05/10/99	1.9700	nov/99	1.9840	dez/99
06/10/99	1.9700	nov/99	1.9900	dez/99
07/10/99	1.9470	nov/99	1.9610	dez/99
08/10/99	1.9450	nov/99	1.9640	dez/99
11/10/99	1.9710	nov/99	1.9820	dez/99
13/10/99	1.9650	nov/99	1.9830	dez/99
14/10/99	1.9650	nov/99	1.9830	dez/99
15/10/99	1.9850	nov/99	2.0010	dez/99
18/10/99	1.9830	nov/99	1.9970	dez/99
19/10/99	2.0070	nov/99	2.0200	dez/99
20/10/99	2.0140	nov/99	2.0330	dez/99
21/10/99	2.0000	nov/99	2.0160	dez/99
22/10/99	1.9870	nov/99	2.0040	dez/99
25/10/99	1.9720	nov/99	1.9870	dez/99
26/10/99	2.0090	dez/99	2.0090	dez/99
27/10/99	2.0090	dez/99	2.0090	dez/99
28/10/99	2.0000	dez/99	2.0000	dez/99
29/10/99	1.9700	dez/99	1.9700	dez/99
01/11/99	1.9600	dez/99	1.9600	dez/99
03/11/99	1.9500	dez/99	1.9650	jan/00
04/11/99	1.9460	dez/99	1.9610	jan/00
05/11/99	1.9230	dez/99	1.9370	jan/00
08/11/99	1.9320	dez/99	1.9490	jan/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
09/11/99	1.9280	dez/99	1.9450	jan/00
10/11/99	1.9450	dez/99	1.9550	jan/00
11/11/99	1.9320	dez/99	1.9510	jan/00
12/11/99	1.9370	dez/99	1.9575	jan/00
16/11/99	1.9400	dez/99	1.9560	jan/00
17/11/99	1.9370	dez/99	1.9560	jan/00
18/11/99	1.9350	dez/99	1.9540	jan/00
19/11/99	1.9340	dez/99	1.9500	jan/00
22/11/99	1.9350	dez/99	1.9510	jan/00
23/11/99	1.9350	dez/99	1.9515	jan/00
24/11/99	1.9470	jan/00	1.9470	jan/00
25/11/99	1.9475	jan/00	1.9475	jan/00
26/11/99	1.9390	jan/00	1.9390	jan/00
29/11/99	1.9360	jan/00	1.9360	jan/00
30/11/99	1.9340	jan/00	1.9340	jan/00
01/12/99	1.9330	jan/00	1.9330	jan/00
02/12/99	1.9130	jan/00	1.9130	jan/00
03/12/99	1.8900	jan/00	1.8900	jan/00
06/12/99	1.8750	jan/00	1.9000	fev/00
07/12/99	1.8700	jan/00	1.8860	fev/00
08/12/99	1.8730	jan/00	1.8880	fev/00
09/12/99	1.8790	jan/00	1.8950	fev/00
10/12/99	1.8830	jan/00	1.8975	fev/00
13/12/99	1.8690	jan/00	1.8820	fev/00
14/12/99	1.8550	jan/00	1.8660	fev/00
15/12/99	1.8610	jan/00	1.8770	fev/00
16/12/99	1.8520	jan/00	1.8650	fev/00
17/12/99	1.8300	jan/00	1.8450	fev/00
20/12/99	1.8100	jan/00	1.8200	fev/00
21/12/99	1.8150	jan/00	1.8350	fev/00
22/12/99	1.8240	jan/00	1.8420	fev/00
23/12/99	1.8310	jan/00	1.8450	fev/00
27/12/99	1.8440	fev/00	1.8440	fev/00
28/12/99	1.8470	fev/00	1.8470	fev/00
29/12/99	1.8470	fev/00	1.8470	fev/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
30/12/99	1.8150	fev/00	1.8150	fev/00
03/01/00	1.8150	fev/00	1.8150	fev/00
04/01/00	1.8450	fev/00	1.8580	mar/00
05/01/00	1.8600	fev/00	1.8760	mar/00
06/01/00	1.8550	fev/00	1.8790	mar/00
07/01/00	1.8380	fev/00	1.8580	mar/00
10/01/00	1.8270	fev/00	1.8420	mar/00
11/01/00	1.8310	fev/00	1.8460	mar/00
12/01/00	1.8350	fev/00	1.8530	mar/00
13/01/00	1.8310	fev/00	1.8450	mar/00
14/01/00	1.8000	fev/00	1.8250	mar/00
17/01/00	1.8010	fev/00	1.8200	mar/00
18/01/00	1.7980	fev/00	1.8120	mar/00
19/01/00	1.8100	fev/00	1.8220	mar/00
20/01/00	1.7900	fev/00	1.8050	mar/00
21/01/00	1.7840	fev/00	1.7990	mar/00
24/01/00	1.7710	fev/00	1.7860	mar/00
26/01/00	1.7860	mar/00	1.7860	mar/00
27/01/00	1.7940	mar/00	1.7940	mar/00
28/01/00	1.8000	mar/00	1.8000	mar/00
31/01/00	1.8280	mar/00	1.8280	mar/00
01/02/00	1.8030	mar/00	1.8030	mar/00
02/02/00	1.8090	mar/00	1.8210	abr/00
03/02/00	1.7900	mar/00	1.8040	abr/00
04/02/00	1.7930	mar/00	1.8040	abr/00
07/02/00	1.7710	mar/00	1.7890	abr/00
08/02/00	1.7750	mar/00	1.7910	abr/00
09/02/00	1.7710	mar/00	1.7850	abr/00
10/02/00	1.7810	mar/00	1.7980	abr/00
11/02/00	1.7740	mar/00	1.7890	abr/00
14/02/00	1.7840	mar/00	1.7980	abr/00
15/02/00	1.7840	mar/00	1.7990	abr/00
16/02/00	1.7830	mar/00	1.7960	abr/00
17/02/00	1.7830	mar/00	1.7980	abr/00
18/02/00	1.7760	mar/00	1.7920	abr/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
21/02/00	1.7840	mar/00	1.7980	abr/00
22/02/00	1.7830	mar/00	1.7975	abr/00
23/02/00	1.8090	abr/00	1.8090	abr/00
24/02/00	1.7950	abr/00	1.7950	abr/00
25/02/00	1.7950	abr/00	1.7950	abr/00
28/02/00	1.7940	abr/00	1.7940	abr/00
29/02/00	1.7850	abr/00	1.7850	abr/00
01/03/00	1.7820	abr/00	1.7820	abr/00
02/03/00	1.7770	abr/00	1.7770	abr/00
03/03/00	1.7700	abr/00	1.7700	abr/00
08/03/00	1.7720	abr/00	1.7720	mai/00
09/03/00	1.7490	abr/00	1.7600	mai/00
10/03/00	1.7460	abr/00	1.7600	mai/00
13/03/00	1.7620	abr/00	1.7780	mai/00
14/03/00	1.7500	abr/00	1.7630	mai/00
15/03/00	1.7490	abr/00	1.7600	mai/00
16/03/00	1.7460	abr/00	1.7585	mai/00
17/03/00	1.7470	abr/00	1.7630	mai/00
20/03/00	1.7460	abr/00	1.7585	mai/00
21/03/00	1.7420	abr/00	1.7545	mai/00
22/03/00	1.7420	abr/00	1.7545	mai/00
23/03/00	1.7300	abr/00	1.7420	mai/00
24/03/00	1.7160	abr/00	1.7300	mai/00
27/03/00	1.7500	mai/00	1.7500	mai/00
28/03/00	1.7580	mai/00	1.7580	mai/00
29/03/00	1.7510	mai/00	1.7510	mai/00
30/03/00	1.7690	mai/00	1.7690	mai/00
31/03/00	1.7630	mai/00	1.7630	mai/00
03/04/00	1.7520	mai/00	1.7700	jun/00
04/04/00	1.7480	mai/00	1.7640	jun/00
05/04/00	1.7630	mai/00	1.7800	jun/00
06/04/00	1.7530	mai/00	1.7670	jun/00
07/04/00	1.7520	mai/00	1.7665	jun/00
10/04/00	1.7460	mai/00	1.7600	jun/00
11/04/00	1.7560	mai/00	1.7735	jun/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
12/04/00	1.7540	mai/00	1.7700	jun/00
13/04/00	1.7610	mai/00	1.7800	jun/00
14/04/00	1.7950	mai/00	1.8100	jun/00
17/04/00	1.7950	mai/00	1.8220	jun/00
18/04/00	1.7800	mai/00	1.7935	jun/00
19/04/00	1.7690	mai/00	1.7850	jun/00
20/04/00	1.7770	mai/00	1.7940	jun/00
24/04/00	1.8050	jun/00	1.8050	jun/00
25/04/00	1.8020	jun/00	1.8020	jun/00
26/04/00	1.8120	jun/00	1.8120	jun/00
27/04/00	1.8260	jun/00	1.8260	jun/00
28/04/00	1.8220	jun/00	1.8220	jun/00
02/05/00	1.8150	jun/00	1.8150	jun/00
03/05/00	1.8270	jun/00	1.8270	jun/00
04/05/00	1.8290	jun/00	1.8430	jul/00
05/05/00	1.8320	jun/00	1.8490	jul/00
08/05/00	1.8190	jun/00	1.8352	jul/00
09/05/00	1.8180	jun/00	1.8325	jul/00
10/05/00	1.8300	jun/00	1.8440	jul/00
11/05/00	1.8250	jun/00	1.8400	jul/00
12/05/00	1.8390	jun/00	1.8515	jul/00
15/05/00	1.8450	jun/00	1.8610	jul/00
16/05/00	1.8250	jun/00	1.8420	jul/00
17/05/00	1.8390	jun/00	1.8530	jul/00
18/05/00	1.8400	jun/00	1.8520	jul/00
19/05/00	1.8530	jun/00	1.8640	jul/00
22/05/00	1.8470	jun/00	1.8615	jul/00
23/05/00	1.8610	jun/00	1.8760	jul/00
24/05/00	1.8600	jun/00	1.8725	jul/00
25/05/00	1.8530	jul/00	1.8530	jul/00
26/05/00	1.8620	jul/00	1.8620	jul/00
29/05/00	1.8500	jul/00	1.8500	jul/00
30/05/00	1.8440	jul/00	1.8440	jul/00
31/05/00	1.8420	jul/00	1.8420	jul/00
01/06/00	1.8330	jul/00	1.8330	jul/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
02/06/00	1.8200	jul/00	1.8200	jul/00
05/06/00	1.8110	jul/00	1.8270	ago/00
06/06/00	1.7985	jul/00	1.8130	ago/00
07/06/00	1.8160	jul/00	1.8310	ago/00
08/06/00	1.7970	jul/00	1.8215	ago/00
09/06/00	1.8100	jul/00	1.8230	ago/00
12/06/00	1.8100	jul/00	1.8248	ago/00
13/06/00	1.8170	jul/00	1.8340	ago/00
14/06/00	1.8210	jul/00	1.8350	ago/00
15/06/00	1.8160	jul/00	1.8300	ago/00
16/06/00	1.8170	jul/00	1.8300	ago/00
19/06/00	1.8080	jul/00	1.8250	ago/00
20/06/00	1.8060	jul/00	1.8200	ago/00
21/06/00	1.8120	jul/00	1.8250	ago/00
23/06/00	1.8220	jul/00	1.8360	ago/00
26/06/00	1.8450	ago/00	1.8450	ago/00
27/06/00	1.8410	ago/00	1.8410	ago/00
28/06/00	1.8370	ago/00	1.8370	ago/00
29/06/00	1.8325	ago/00	1.8325	ago/00
30/06/00	1.8170	ago/00	1.8170	ago/00
03/07/00	1.8160	ago/00	1.8160	ago/00
04/07/00	1.8310	ago/00	1.8420	set/00
05/07/00	1.8230	ago/00	1.8320	set/00
06/07/00	1.8130	ago/00	1.8280	set/00
07/07/00	1.8120	ago/00	1.8250	set/00
10/07/00	1.8190	ago/00	1.8310	set/00
11/07/00	1.8090	ago/00	1.8230	set/00
12/07/00	1.8140	ago/00	1.8300	set/00
13/07/00	1.8230	ago/00	1.8350	set/00
14/07/00	1.8235	ago/00	1.8360	set/00
17/07/00	1.8050	ago/00	1.8210	set/00
18/07/00	1.8070	ago/00	1.8213	set/00
19/07/00	1.8065	ago/00	1.8260	set/00
20/07/00	1.8120	ago/00	1.8245	set/00
21/07/00	1.8000	ago/00	1.8140	set/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
24/07/00	1.8010	ago/00	1.8140	set/00
25/07/00	1.8100	set/00	1.8100	set/00
26/07/00	1.8120	set/00	1.8120	set/00
27/07/00	1.8050	set/00	1.8050	set/00
28/07/00	1.7990	set/00	1.7990	set/00
31/07/00	1.7940	set/00	1.7940	set/00
01/08/00	1.8050	set/00	1.8050	set/00
02/08/00	1.8130	set/00	1.8130	set/00
03/08/00	1.8300	set/00	1.8300	set/00
04/08/00	1.8070	set/00	1.8210	out/00
07/08/00	1.8100	set/00	1.8212	out/00
08/08/00	1.8150	set/00	1.8260	out/00
09/08/00	1.8050	set/00	1.8180	out/00
10/08/00	1.8060	set/00	1.8192	out/00
11/08/00	1.8030	set/00	1.8161	out/00
14/08/00	1.8125	set/00	1.8241	out/00
15/08/00	1.8170	set/00	1.8287	out/00
16/08/00	1.8150	set/00	1.8290	out/00
17/08/00	1.8210	set/00	1.8370	out/00
18/08/00	1.8230	set/00	1.8355	out/00
21/08/00	1.8250	set/00	1.8390	out/00
22/08/00	1.8220	set/00	1.8370	out/00
23/08/00	1.8210	set/00	1.8350	out/00
24/08/00	1.8240	set/00	1.8380	out/00
25/08/00	1.8385	out/00	1.8385	out/00
28/08/00	1.8420	out/00	1.8420	out/00
29/08/00	1.8510	out/00	1.8510	out/00
30/08/00	1.8450	out/00	1.8450	out/00
31/08/00	1.8410	out/00	1.8410	out/00
01/09/00	1.8340	out/00	1.8340	out/00
04/09/00	1.8385	out/00	1.8530	nov/00
05/09/00	1.8420	out/00	1.8562	nov/00
06/09/00	1.8310	out/00	1.8460	nov/00
08/09/00	1.8325	out/00	1.8470	nov/00
11/09/00	1.8290	out/00	1.8440	nov/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
12/09/00	1.8350	out/00	1.8520	nov/00
13/09/00	1.8420	out/00	1.8551	nov/00
14/09/00	1.8365	out/00	1.8538	nov/00
15/09/00	1.8510	out/00	1.8625	nov/00
18/09/00	1.8580	out/00	1.8700	nov/00
19/09/00	1.8610	out/00	1.8750	nov/00
20/09/00	1.8610	out/00	1.8740	nov/00
21/09/00	1.8560	out/00	1.8700	nov/00
22/09/00	1.8680	out/00	1.8815	nov/00
25/09/00	1.8590	nov/00	1.8590	nov/00
26/09/00	1.8670	nov/00	1.8670	nov/00
27/09/00	1.8621	nov/00	1.8621	nov/00
28/09/00	1.8620	nov/00	1.8620	nov/00
29/09/00	1.8600	nov/00	1.8600	nov/00
02/10/00	1.8590	nov/00	1.8590	nov/00
03/10/00	1.8630	nov/00	1.8630	nov/00
04/10/00	1.8630	nov/00	1.8752	dez/00
05/10/00	1.8620	nov/00	1.8719	dez/00
06/10/00	1.8565	nov/00	1.8715	dez/00
09/10/00	1.8640	nov/00	1.8788	dez/00
10/10/00	1.8610	nov/00	1.8757	dez/00
11/10/00	1.8680	nov/00	1.8807	dez/00
13/10/00	1.8780	nov/00	1.8940	dez/00
16/10/00	1.8700	nov/00	1.8885	dez/00
17/10/00	1.8710	nov/00	1.8810	dez/00
18/10/00	1.8805	nov/00	1.8945	dez/00
19/10/00	1.8740	nov/00	1.8878	dez/00
20/10/00	1.8780	nov/00	1.8975	dez/00
23/10/00	1.8930	nov/00	1.9075	dez/00
24/10/00	1.8990	nov/00	1.9105	dez/00
25/10/00	1.9419	dez/00	1.9419	dez/00
26/10/00	1.9440	dez/00	1.9440	dez/00
27/10/00	1.9370	dez/00	1.9370	dez/00
30/10/00	1.9275	dez/00	1.9275	dez/00
31/10/00	1.9200	dez/00	1.9200	dez/00

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
01/11/00	1.9070	dez/00	1.9070	dez/00
03/11/00	1.9240	dez/00	1.9400	jan/01
06/11/00	1.9490	dez/00	1.9700	jan/01
07/11/00	1.9550	dez/00	1.9770	jan/01
08/11/00	1.9565	dez/00	1.9650	jan/01
09/11/00	1.9800	dez/00	1.9960	jan/01
10/11/00	1.9650	dez/00	1.9780	jan/01
13/11/00	1.9550	dez/00	1.9765	jan/01
14/11/00	1.9520	dez/00	1.9640	jan/01
16/11/00	1.9530	dez/00	1.9640	jan/01
17/11/00	1.9540	dez/00	1.9730	jan/01
20/11/00	1.9660	dez/00	1.9620	jan/01
21/11/00	1.9165	dez/00	1.9230	jan/01
22/11/00	1.9300	dez/00	1.9505	jan/01
23/11/00	1.9380	dez/00	1.9560	jan/01
24/11/00	1.9680	jan/01	1.9680	jan/01
27/11/00	1.9675	jan/01	1.9675	jan/01
28/11/00	1.9940	jan/01	1.9940	jan/01
29/11/00	1.9790	jan/01	1.9790	jan/01
30/11/00	1.9670	jan/01	1.9670	jan/01
01/12/00	1.9880	jan/01	1.9880	jan/01
04/12/00	1.9900	jan/01	2.0090	fev/01
05/12/00	1.9800	jan/01	1.9960	fev/01
06/12/00	1.9730	jan/01	1.9822	fev/01
07/12/00	1.9800	jan/01	1.9944	fev/01
08/12/00	1.9740	jan/01	1.9868	fev/01
11/12/00	1.9680	jan/01	1.9840	fev/01
12/12/00	1.9720	jan/01	1.9865	fev/01
13/12/00	1.9725	jan/01	1.9810	fev/01
14/12/00	1.9580	jan/01	1.9820	fev/01
15/12/00	1.9670	jan/01	1.9828	fev/01
18/12/00	1.9655	jan/01	1.9707	fev/01
19/12/00	1.9595	jan/01	1.9700	fev/01
20/12/00	1.9530	jan/01	1.9690	fev/01
21/12/00	1.9630	jan/01	1.9720	fev/01

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
22/12/00	1.9570	jan/01	1.9660	fev/01
26/12/00	1.9695	fev/01	1.9695	fev/01
27/12/00	1.9721	fev/01	1.9721	fev/01
28/12/00	1.9700	fev/01	1.9700	fev/01
02/01/01	1.9590	fev/01	1.9590	fev/01
03/01/01	1.9540	fev/01	1.9540	fev/01
04/01/01	1.9410	fev/01	1.9540	mar/01
05/01/01	1.9545	fev/01	1.9725	mar/01
08/01/01	1.9650	fev/01	1.9720	fev/01
09/01/01	1.9620	fev/01	1.9650	mar/01
10/01/01	1.9510	fev/01	1.9620	mar/01
11/01/01	1.9510	fev/01	1.9657	mar/01
12/01/01	1.9650	fev/01	1.9698	mar/01
15/01/01	1.9550	fev/01	1.9635	mar/01
16/01/01	1.9560	fev/01	1.9676	mar/01
17/01/01	1.9575	fev/01	1.9645	mar/01
18/01/01	1.9600	fev/01	1.9671	mar/01
19/01/01	1.9575	fev/01	1.9710	mar/01
22/01/01	1.9620	fev/01	1.9718	mar/01
23/01/01	1.9610	fev/01	1.9719	mar/01
24/01/01	1.9645	fev/01	1.9720	mar/01
26/01/01	1.9845	mar/01	1.9845	mar/01
29/01/01	1.9860	mar/01	1.9860	mar/01
30/01/01	1.9845	mar/01	1.9845	mar/01
31/01/01	1.9750	mar/01	1.9750	mar/01
01/02/01	1.9820	mar/01	1.9980	abr/01
02/02/01	1.9970	mar/01	2.0080	abr/01
05/02/01	1.9965	mar/01	2.0120	abr/01
06/02/01	2.0100	mar/01	2.0179	abr/01
07/02/01	2.0080	mar/01	2.0240	abr/01
08/02/01	2.0100	mar/01	2.0160	abr/01
09/02/01	1.9965	mar/01	2.0080	abr/01
12/02/01	1.9865	mar/01	2.0008	abr/01
13/02/01	1.9885	mar/01	1.9995	abr/01
14/02/01	1.9900	mar/01	2.0075	abr/01

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
15/02/01	1.9900	mar/01	2.0015	abr/01
16/02/01	1.9935	mar/01	2.0070	abr/01
19/02/01	2.0090	mar/01	2.0190	abr/01
20/02/01	2.0060	mar/01	2.0210	abr/01
21/02/01	2.0110	mar/01	2.0300	abr/01
22/02/01	2.0530	abr/01	2.0530	abr/01
23/02/01	2.0495	abr/01	2.0495	abr/01
28/02/01	2.0550	abr/01	2.0550	abr/01
01/03/01	2.0590	abr/01	2.0590	abr/01
02/03/01	2.0500	abr/01	2.0500	abr/01
05/03/01	2.0380	abr/01	2.0490	mai/01
06/03/01	2.0345	abr/01	2.0410	mai/01
07/03/01	2.0480	abr/01	2.0565	mai/01
08/03/01	2.0520	abr/01	2.0590	mai/01
09/03/01	2.0620	abr/01	2.0860	mai/01
12/03/01	2.0570	abr/01	2.0765	mai/01
13/03/01	2.0715	abr/01	2.0795	mai/01
14/03/01	2.0685	abr/01	2.0965	mai/01
15/03/01	2.0840	abr/01	2.1105	mai/01
16/03/01	2.1110	abr/01	2.1365	mai/01
19/03/01	2.1420	abr/01	2.1480	mai/01
20/03/01	2.1185	abr/01	2.1380	mai/01
21/03/01	2.0950	abr/01	2.1212	mai/01
22/03/01	2.1250	abr/01	2.1555	mai/01
23/03/01	2.1730	abr/01	2.2000	mai/01
26/03/01	2.1670	mai/01	2.1670	mai/01
27/03/01	2.1420	mai/01	2.1420	mai/01
28/03/01	2.1270	mai/01	2.1270	mai/01
29/03/01	2.1420	mai/01	2.1420	mai/01
30/03/01	2.1670	mai/01	2.1670	mai/01
02/04/01	2.1740	mai/01	2.1740	mai/01
03/04/01	2.1870	mai/01	2.2110	jun/01
04/04/01	2.1935	mai/01	2.2025	jun/01
05/04/01	2.1925	mai/01	2.2020	jun/01
06/04/01	2.1690	mai/01	2.1825	jun/01

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
09/04/01	2.1780	mai/01	2.1990	jun/01
10/04/01	2.1660	mai/01	2.1800	jun/01
11/04/01	2.1495	mai/01	2.1740	jun/01
12/04/01	2.1635	mai/01	2.1995	jun/01
16/04/01	2.1670	mai/01	2.2170	jun/01
17/04/01	2.2060	mai/01	2.2185	jun/01
18/04/01	2.2035	mai/01	2.2144	jun/01
19/04/01	2.1870	mai/01	2.2180	jun/01
20/04/01	2.2050	mai/01	2.2400	jun/01
23/04/01	2.2445	mai/01	2.3100	jun/01
24/04/01	2.2870	jun/01	2.2870	jun/01
25/04/01	2.3290	jun/01	2.3290	jun/01
26/04/01	2.3150	jun/01	2.3150	jun/01
27/04/01	2.2920	jun/01	2.2920	jun/01
30/04/01	2.2240	jun/01	2.2240	jun/01
02/05/01	2.2270	jun/01	2.2270	jun/01
03/05/01	2.2620	jun/01	2.2620	jun/01
04/05/01	2.2400	jun/01	2.2650	jul/01
07/05/01	2.2310	jun/01	2.2380	jul/01
08/05/01	2.2325	jun/01	2.2680	jul/01
09/05/01	2.2640	jun/01	2.2800	jul/01
10/05/01	2.2820	jun/01	2.3035	jul/01
11/05/01	2.2780	jun/01	2.3251	jul/01
14/05/01	2.3040	jun/01	2.3410	jul/01
15/05/01	2.3300	jun/01	2.3650	jul/01
16/05/01	2.3530	jun/01	2.3562	jul/01
17/05/01	2.3250	jun/01	2.3490	jul/01
18/05/01	2.3150	jun/01	2.3235	jul/01
21/05/01	2.3120	jun/01	2.3630	jul/01
22/05/01	2.3300	jun/01	2.3283	jul/01
23/05/01	2.3340	jun/01	2.3635	jul/01
24/05/01	2.3590	jun/01	2.3664	jul/01
25/05/01	2.3879	jul/01	2.3879	jul/01
28/05/01	2.3440	jul/01	2.3440	jul/01
29/05/01	2.3720	jul/01	2.3720	jul/01

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
30/05/01	2.3720	jul/01	2.3720	jul/01
31/05/01	2.3700	jul/01	2.3700	jul/01
01/06/01	2.3980	jul/01	2.3980	jul/01
04/06/01	2.4000	jul/01	2.4120	ago/01
05/06/01	2.4005	jul/01	2.4365	ago/01
06/06/01	2.4080	jul/01	2.4245	ago/01
07/06/01	2.4075	jul/01	2.4385	ago/01
08/06/01	2.3830	jul/01	2.4040	ago/01
11/06/01	2.3740	jul/01	2.4115	ago/01
12/06/01	2.3980	jul/01	2.4300	ago/01
13/06/01	2.4130	jul/01	2.4354	ago/01
15/06/01	2.4350	jul/01	2.4459	ago/01
18/06/01	2.4235	jul/01	2.4900	ago/01
19/06/01	2.4700	jul/01	2.5071	ago/01
20/06/01	2.4860	jul/01	2.5095	ago/01
21/06/01	2.4730	jul/01	2.4580	ago/01
22/06/01	2.3890	jul/01	2.3700	ago/01
25/06/01	2.3380	ago/01	2.3380	ago/01
26/06/01	2.3430	ago/01	2.3430	ago/01
27/06/01	2.3600	ago/01	2.3600	ago/01
28/06/01	2.3360	ago/01	2.3360	ago/01
29/06/01	2.3280	ago/01	2.3280	ago/01
02/07/01	2.3410	ago/01	2.3410	ago/01
03/07/01	2.3580	ago/01	2.3580	ago/01
04/07/01	2.3850	ago/01	2.4460	set/01
05/07/01	2.4500	ago/01	2.4670	set/01
06/07/01	2.4950	ago/01	2.5845	set/01
10/07/01	2.4670	ago/01	2.5400	set/01
11/07/01	2.5270	ago/01	2.6250	set/01
12/07/01	2.5200	ago/01	2.6120	set/01
13/07/01	2.5830	ago/01	2.6285	set/01
16/07/01	2.6110	ago/01	2.6500	set/01
17/07/01	2.5980	ago/01	2.6030	set/01
18/07/01	2.5200	ago/01	2.5280	set/01
19/07/01	2.5220	ago/01	2.5370	set/01

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
20/07/01	2.5230	ago/01	2.5180	set/01
23/07/01	2.4400	ago/01	2.4700	set/01
24/07/01	2.4300	ago/01	2.4680	set/01
25/07/01	2.5480	set/01	2.5480	set/01
26/07/01	2.5320	set/01	2.5320	set/01
27/07/01	2.5460	set/01	2.5460	set/01
30/07/01	2.4650	set/01	2.4650	set/01
31/07/01	2.4700	set/01	2.4700	set/01
01/08/01	2.5240	set/01	2.5240	set/01
02/08/01	2.5370	set/01	2.5370	set/01
03/08/01	2.5400	set/01	2.5400	set/01
06/08/01	2.5000	set/01	2.5325	out/01
07/08/01	2.4950	set/01	2.5150	out/01
08/08/01	2.5240	set/01	2.5477	out/01
09/08/01	2.5140	set/01	2.5270	out/01
10/08/01	2.5110	set/01	2.5480	out/01
13/08/01	2.5100	set/01	2.5600	out/01
14/08/01	2.5300	set/01	2.5850	out/01
15/08/01	2.5470	set/01	2.5740	out/01
16/08/01	2.5160	set/01	2.5470	out/01
17/08/01	2.5240	set/01	2.5602	out/01
20/08/01	2.5600	set/01	2.5950	out/01
21/08/01	2.5370	set/01	2.5830	out/01
22/08/01	2.5750	set/01	2.5700	out/01
23/08/01	2.5360	set/01	2.5680	out/01
24/08/01	2.5465	set/01	2.5940	out/01
27/08/01	2.6022	out/01	2.6022	out/01
28/08/01	2.5990	out/01	2.5990	out/01
29/08/01	2.5900	out/01	2.5900	out/01
30/08/01	2.5840	out/01	2.5840	out/01
31/08/01	2.5710	out/01	2.5710	out/01
03/09/01	2.6100	out/01	2.6150	nov/01
04/09/01	2.5990	out/01	2.6370	nov/01
05/09/01	2.5950	out/01	2.6350	nov/01
06/09/01	2.6060	out/01	2.6500	nov/01

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
10/09/01	2.6300	out/01	2.6700	nov/01
11/09/01	2.6330	out/01	2.6680	nov/01
12/09/01	2.6900	out/01	2.7320	nov/01
13/09/01	2.7090	out/01	2.7750	nov/01
14/09/01	2.7030	out/01	2.7630	nov/01
17/09/01	2.7050	out/01	2.7310	nov/01
18/09/01	2.6850	out/01	2.7380	nov/01
19/09/01	2.7120	out/01	2.7558	nov/01
20/09/01	2.7200	out/01	2.7825	nov/01
21/09/01	2.7720	out/01	2.8520	nov/01
24/09/01	2.8500	nov/01	2.8500	nov/01
25/09/01	2.7700	nov/01	2.7700	nov/01
26/09/01	2.7729	nov/01	2.7729	nov/01
27/09/01	2.8050	nov/01	2.8050	nov/01
28/09/01	2.7200	nov/01	2.7200	nov/01
01/10/01	2.7180	nov/01	2.7180	nov/01
02/10/01	2.7220	nov/01	2.7220	nov/01
03/10/01	2.7450	nov/01	2.7450	nov/01
04/10/01	2.7640	nov/01	2.8130	dez/01
05/10/01	2.7800	nov/01	2.8360	dez/01
08/10/01	2.8260	nov/01	2.8780	dez/01
09/10/01	2.8050	nov/01	2.8425	dez/01
10/10/01	2.8150	nov/01	2.8600	dez/01
11/10/01	2.7950	nov/01	2.8500	dez/01
15/10/01	2.8100	nov/01	2.8490	dez/01
16/10/01	2.7960	nov/01	2.8220	dez/01
17/10/01	2.7320	nov/01	2.7735	dez/01
18/10/01	2.7410	nov/01	2.7970	dez/01
19/10/01	2.7780	nov/01	2.8230	dez/01
22/10/01	2.7460	nov/01	2.7730	dez/01
23/10/01	2.7300	nov/01	2.7593	dez/01
24/10/01	2.7440	nov/01	2.7765	dez/01
25/10/01	2.7955	dez/01	2.7955	dez/01
26/10/01	2.7840	dez/01	2.7840	dez/01
29/10/01	2.7750	dez/01	2.7750	dez/01

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
30/10/01	2.7660	dez/01	2.7660	dez/01
31/10/01	2.7620	dez/01	2.7620	dez/01
01/11/01	2.7380	dez/01	2.7380	dez/01
05/11/01	2.7100	dez/01	2.7080	jan/02
06/11/01	2.6280	dez/01	2.6680	jan/02
07/11/01	2.6410	dez/01	2.6820	jan/02
08/11/01	2.5805	dez/01	2.6155	jan/02
09/11/01	2.5570	dez/01	2.6060	jan/02
12/11/01	2.5600	dez/01	2.6050	jan/02
13/11/01	2.5695	dez/01	2.5875	jan/02
14/11/01	2.5341	dez/01	2.5800	jan/02
16/11/01	2.5600	dez/01	2.5880	jan/02
19/11/01	2.5430	dez/01	2.5640	jan/02
20/11/01	2.5390	dez/01	2.5755	jan/02
21/11/01	2.5580	dez/01	2.5900	jan/02
22/11/01	2.5490	dez/01	2.5850	jan/02
23/11/01	2.5470	dez/01	2.5525	jan/02
26/11/01	2.5315	jan/02	2.5315	jan/02
27/11/01	2.4950	jan/02	2.4950	jan/02
28/11/01	2.5290	jan/02	2.5290	jan/02
29/11/01	2.5340	jan/02	2.5340	jan/02
30/11/01	2.5800	jan/02	2.5800	jan/02
03/12/01	2.5550	jan/02	2.5550	jan/02
04/12/01	2.4880	jan/02	2.4930	fev/02
05/12/01	2.4680	jan/02	2.5030	fev/02
06/12/01	2.4670	jan/02	2.5170	fev/02
07/12/01	2.4540	jan/02	2.4720	fev/02
10/12/01	2.4120	jan/02	2.4370	fev/02
11/12/01	2.3590	jan/02	2.4015	fev/02
12/12/01	2.3960	jan/02	2.4065	fev/02
13/12/01	2.3900	jan/02	2.4380	fev/02
14/12/01	2.3950	jan/02	2.4385	fev/02
17/12/01	2.4000	jan/02	2.4135	fev/02
18/12/01	2.3700	jan/02	2.4020	fev/02
19/12/01	2.3360	jan/02	2.3570	fev/02

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
20/12/01	2.3100	jan/02	2.3835	fev/02
21/12/01	2.3650	jan/02	2.3962	fev/02
26/12/01	2.3710	fev/02	2.3710	fev/02
27/12/01	2.3530	fev/02	2.3530	fev/02
28/12/01	2.3750	fev/02	2.3750	fev/02
02/01/02	2.3650	fev/02	2.3650	fev/02
03/01/02	2.3390	fev/02	2.3390	fev/02
04/01/02	2.3300	fev/02	2.4000	abr/02
07/01/02	2.3550	fev/02	2.4050	mar/02
08/01/02	2.3600	fev/02	2.3985	mar/02
09/01/02	2.4000	fev/02	2.4470	mar/02
10/01/02	2.3950	fev/02	2.4420	mar/02
11/01/02	2.4495	fev/02	2.4860	mar/02
14/01/02	2.4400	fev/02	2.4645	mar/02
15/01/02	2.4150	fev/02	2.4315	mar/02
16/01/02	2.3960	fev/02	2.4428	mar/02
17/01/02	2.3850	fev/02	2.4108	mar/02
18/01/02	2.3970	fev/02	2.4320	mar/02
21/01/02	2.3750	fev/02	2.4186	mar/02
22/01/02	2.3770	fev/02	2.4047	mar/02
23/01/02	2.3896	fev/02	2.4178	mar/02
24/01/02	2.3920	fev/02	2.4378	mar/02
28/01/02	2.4459	mar/02	2.4459	mar/02
29/01/02	2.4583	mar/02	2.4583	mar/02
30/01/02	2.4745	mar/02	2.4745	mar/02
31/01/02	2.4610	mar/02	2.4610	mar/02
01/02/02	2.4430	mar/02	2.4780	abr/02
04/02/02	2.4510	mar/02	2.4825	abr/02
05/02/02	2.4530	mar/02	2.4780	abr/02
06/02/02	2.4460	mar/02	2.4700	abr/02
07/02/02	2.4600	mar/02	2.5000	abr/02
08/02/02	2.4830	mar/02	2.5285	abr/02
13/02/02	2.4685	mar/02	2.4750	abr/02
14/02/02	2.4250	mar/02	2.4610	abr/02
15/02/02	2.4470	mar/02	2.4850	abr/02

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
18/02/02	2.4450	mar/02	2.4690	abr/02
19/02/02	2.4470	mar/02	2.4715	abr/02
20/02/02	2.4320	mar/02	2.4700	abr/02
21/02/02	2.4289	mar/02	2.4665	abr/02
22/02/02	2.4703	abr/02	2.4703	abr/02
25/02/02	2.4450	abr/02	2.4450	abr/02
26/02/02	2.4200	abr/02	2.4200	abr/02
27/02/02	2.4265	abr/02	2.4265	abr/02
28/02/02	2.3900	abr/02	2.3900	abr/02
01/03/02	2.3940	abr/02	2.3940	abr/02
04/03/02	2.3720	abr/02	2.4075	mai/02
05/03/02	2.3490	abr/02	2.3745	mai/02
06/03/02	2.3560	abr/02	2.4000	mai/02
07/03/02	2.3870	abr/02	2.4210	mai/02
08/03/02	2.3941	abr/02	2.4080	mai/02
11/03/02	2.3700	abr/02	2.3967	mai/02
12/03/02	2.3740	abr/02	2.3997	mai/02
13/03/02	2.3490	abr/02	2.3805	mai/02
14/03/02	2.3670	abr/02	2.3870	mai/02
15/03/02	2.3620	abr/02	2.4068	mai/02
18/03/02	2.3510	abr/02	2.3822	mai/02
19/03/02	2.3550	abr/02	2.3837	mai/02
20/03/02	2.3550	abr/02	2.3755	mai/02
21/03/02	2.3510	abr/02	2.3900	mai/02
22/03/02	2.3500	abr/02	2.3843	mai/02
25/03/02	2.4030	mai/02	2.4030	mai/02
26/03/02	2.4000	mai/02	2.4000	mai/02
27/03/02	2.3830	mai/02	2.3830	mai/02
28/03/02	2.3550	mai/02	2.3550	mai/02
01/04/02	2.3650	mai/02	2.3650	mai/02
02/04/02	2.3335	mai/02	2.3335	mai/02
03/04/02	2.3270	mai/02	2.3630	jun/02
04/04/02	2.3410	mai/02	2.3630	jun/02
05/04/02	2.3300	mai/02	2.3359	jun/02
08/04/02	2.3080	mai/02	2.3460	jun/02

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
09/04/02	2.3146	mai/02	2.3445	jun/02
10/04/02	2.3000	mai/02	2.3270	jun/02
11/04/02	2.2870	mai/02	2.3200	jun/02
12/04/02	2.3030	mai/02	2.3540	jun/02
15/04/02	2.3200	mai/02	2.3680	jun/02
16/04/02	2.3370	mai/02	2.3587	jun/02
17/04/02	2.3320	mai/02	2.3656	jun/02
18/04/02	2.3370	mai/02	2.3777	jun/02
19/04/02	2.3380	mai/02	2.3640	jun/02
22/04/02	2.3470	mai/02	2.3735	jun/02
23/04/02	2.3500	mai/02	2.3812	jun/02
24/04/02	2.3980	jun/02	2.3980	jun/02
25/04/02	2.4000	jun/02	2.4000	jun/02
26/04/02	2.3950	jun/02	2.3950	jun/02
29/04/02	2.4075	jun/02	2.4075	jun/02
30/04/02	2.3997	jun/02	2.3997	jun/02
02/05/02	2.3990	jun/02	2.3990	jun/02
03/05/02	2.4330	jun/02	2.4330	jun/02
06/05/02	2.4580	jun/02	2.4940	jul/02
07/05/02	2.4470	jun/02	2.4694	jul/02
08/05/02	2.4660	jun/02	2.4920	jul/02
09/05/02	2.4650	jun/02	2.5050	jul/02
10/05/02	2.5080	jun/02	2.5428	jul/02
13/05/02	2.4845	jun/02	2.5313	jul/02
14/05/02	2.5400	jun/02	2.6000	jul/02
15/05/02	2.5260	jun/02	2.5677	jul/02
16/05/02	2.5240	jun/02	2.5247	jul/02
17/05/02	2.4800	jun/02	2.5133	jul/02
20/05/02	2.4880	jun/02	2.5120	jul/02
21/05/02	2.4920	jun/02	2.5144	jul/02
22/05/02	2.4935	jun/02	2.5400	jul/02
23/05/02	2.5340	jun/02	2.5750	jul/02
24/05/02	2.5340	jun/02	2.5560	jul/02
27/05/02	2.5550	jul/02	2.5550	jul/02
28/05/02	2.5540	jul/02	2.5540	jul/02

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
29/05/02	2.5550	jul/02	2.5550	jul/02
31/05/02	2.5420	jul/02	2.5420	jul/02
03/06/02	2.5470	jul/02	2.5900	ago/02
04/06/02	2.5700	jul/02	2.6250	ago/02
05/06/02	2.6240	jul/02	2.6650	ago/02
06/06/02	2.6310	jul/02	2.6870	ago/02
07/06/02	2.6840	jul/02	2.7260	ago/02
10/06/02	2.6440	jul/02	2.6860	ago/02
11/06/02	2.6540	jul/02	2.6910	ago/02
12/06/02	2.7320	jul/02	2.7940	ago/02
13/06/02	2.7910	jul/02	2.7540	ago/02
14/06/02	2.7300	jul/02	2.7630	ago/02
17/06/02	2.7180	jul/02	2.7300	ago/02
18/06/02	2.6740	jul/02	2.6990	ago/02
19/06/02	2.7270	jul/02	2.7470	ago/02
20/06/02	2.7300	jul/02	2.7690	ago/02
21/06/02	2.7861	jul/02	2.8190	ago/02
24/06/02	2.8620	ago/02	2.8620	ago/02
25/06/02	2.8140	ago/02	2.8140	ago/02
26/06/02	2.8700	ago/02	2.8700	ago/02
27/06/02	2.8870	ago/02	2.8870	ago/02
28/06/02	2.8800	ago/02	2.8800	ago/02
01/07/02	2.8100	ago/02	2.8100	ago/02
02/07/02	2.9050	ago/02	2.9050	ago/02
03/07/02	2.8950	ago/02	2.8950	ago/02
04/07/02	2.8690	ago/02	2.8700	set/02
05/07/02	2.8650	ago/02	2.9300	out/02
08/07/02	2.9000	ago/02	2.9150	set/02
10/07/02	2.8460	ago/02	2.8770	set/02
11/07/02	2.8603	ago/02	2.8580	set/02
12/07/02	2.7989	ago/02	2.8405	set/02
15/07/02	2.8150	ago/02	2.8850	set/02
16/07/02	2.8550	ago/02	2.8775	set/02
17/07/02	2.8800	ago/02	2.8840	set/02
18/07/02	2.8950	ago/02	2.9050	set/02

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
19/07/02	2.8540	ago/02	2.8700	set/02
22/07/02	2.8700	ago/02	2.9020	set/02
23/07/02	2.8960	ago/02	2.9060	set/02
24/07/02	2.9040	ago/02	2.9600	set/02
25/07/02	2.9480	set/02	2.9480	set/02
26/07/02	2.9680	set/02	2.9680	set/02
29/07/02	3.0080	set/02	3.0080	set/02
30/07/02	3.1250	set/02	3.1250	set/02
31/07/02	3.2100	set/02	3.2100	set/02
01/08/02	3.1300	set/02	3.1300	set/02
02/08/02	2.9600	set/02	2.9600	set/02
05/08/02	2.9500	set/02	2.9750	out/02
06/08/02	3.1100	set/02	3.0890	out/02
07/08/02	3.0139	set/02	2.9950	out/02
08/08/02	2.9560	set/02	2.8450	out/02
09/08/02	2.9090	set/02	2.9350	out/02
12/08/02	3.0600	set/02	3.0605	out/02
13/08/02	3.1400	set/02	3.2100	out/02
14/08/02	3.1650	set/02	3.1500	out/02
15/08/02	3.1879	set/02	3.1100	out/02
16/08/02	3.2070	set/02	3.1300	out/02
19/08/02	3.1581	set/02	3.1000	out/02
20/08/02	3.0970	set/02	3.0600	out/02
21/08/02	3.0950	set/02	3.0500	out/02
22/08/02	3.0600	set/02	3.0850	out/02
23/08/02	3.1230	set/02	3.0800	out/02
26/08/02	3.0500	out/02	3.0500	out/02
27/08/02	3.0500	out/02	3.0500	out/02
28/08/02	3.0850	out/02	3.0850	out/02
29/08/02	3.1110	out/02	3.1110	out/02
30/08/02	3.0280	out/02	3.0280	out/02
02/09/02	2.9790	out/02	2.9790	out/02
03/09/02	3.0480	out/02	3.0250	nov/02
04/09/02	3.0800	out/02	3.1020	nov/02
05/09/02	3.1010	out/02	3.1150	nov/02

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
06/09/02	3.1500	out/02	3.1370	nov/02
09/09/02	3.1600	out/02	3.0800	nov/02
10/09/02	3.1050	out/02	3.0860	nov/02
11/09/02	3.1390	out/02	3.0810	nov/02
12/09/02	3.1051	out/02	3.0940	nov/02
13/09/02	3.1250	out/02	3.1100	nov/02
16/09/02	3.1640	out/02	3.1440	nov/02
17/09/02	3.2139	out/02	3.1540	nov/02
18/09/02	3.2550	out/02	3.2510	nov/02
19/09/02	3.3340	out/02	3.2550	nov/02
20/09/02	3.4350	out/02	3.3250	nov/02
23/09/02	3.4700	out/02	3.4200	nov/02
24/09/02	3.4850	nov/02	3.4850	nov/02
25/09/02	3.6600	nov/02	3.6600	nov/02
26/09/02	3.5480	nov/02	3.5480	nov/02
27/09/02	3.6450	nov/02	3.6450	nov/02
30/09/02	3.8900	nov/02	3.8900	nov/02
01/10/02	3.6500	nov/02	3.6500	nov/02
02/10/02	3.5600	nov/02	3.5600	nov/02
03/10/02	3.6300	nov/02	3.6300	nov/02
04/10/02	3.6001	nov/02	3.4550	dez/02
07/10/02	3.5000	nov/02	3.5510	dez/02
08/10/02	3.7150	nov/02	3.5700	dez/02
09/10/02	3.7100	nov/02	3.6200	dez/02
10/10/02	3.8550	nov/02	3.7800	dez/02
11/10/02	3.9550	nov/02	3.8300	dez/02
14/10/02	3.7750	nov/02	3.7150	dez/02
15/10/02	3.7740	nov/02	3.6000	dez/02
16/10/02	3.8011	nov/02	3.6950	dez/02
17/10/02	3.9001	nov/02	3.8000	dez/02
18/10/02	3.8400	nov/02	3.7320	dez/02
21/10/02	3.8200	nov/02	3.7330	dez/02
22/10/02	3.8700	nov/02	3.7650	dez/02
23/10/02	3.8429	nov/02	3.7260	dez/02
24/10/02	3.8500	nov/02	3.7280	dez/02

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
25/10/02	3.6700	dez/02	3.6700	dez/02
28/10/02	3.6700	dez/02	3.6700	dez/02
29/10/02	3.6810	dez/02	3.6810	dez/02
30/10/02	3.6920	dez/02	3.6920	dez/02
31/10/02	3.6450	dez/02	3.6450	dez/02
01/11/02	3.6000	dez/02	3.6000	dez/02
04/11/02	3.5200	dez/02	3.4810	jan/03
05/11/02	3.5190	dez/02	3.5000	jan/03
06/11/02	3.5110	dez/02	3.5000	jan/03
07/11/02	3.6450	dez/02	3.5700	jan/03
08/11/02	3.5700	dez/02	3.5050	jan/03
11/11/02	3.5200	dez/02	3.4550	jan/03
12/11/02	3.4940	dez/02	3.4580	jan/03
13/11/02	3.5950	dez/02	3.5500	jan/03
14/11/02	3.6170	dez/02	3.6200	jan/03
18/11/02	3.6610	dez/02	3.6120	jan/03
19/11/02	3.5540	dez/02	3.5100	jan/03
20/11/02	3.5420	dez/02	3.5000	jan/03
21/11/02	3.5100	dez/02	3.4830	jan/03
22/11/02	3.5150	dez/02	3.5200	jan/03
25/11/02	3.5550	jan/03	3.5550	jan/03
26/11/02	3.5350	jan/03	3.5350	jan/03
27/11/02	3.5700	jan/03	3.5700	jan/03
28/11/02	3.5430	jan/03	3.5430	jan/03
29/11/02	3.5700	jan/03	3.5700	jan/03
02/12/02	3.6051	jan/03	3.6051	jan/03
03/12/02	3.5830	jan/03	3.5830	jan/03
04/12/02	3.6290	jan/03	3.6150	fev/03
05/12/02	3.6700	jan/03	3.6600	fev/03
06/12/02	3.7500	jan/03	3.6590	mar/03
09/12/02	3.7400	jan/03	3.7290	fev/03
10/12/02	3.7370	jan/03	3.6850	fev/03
11/12/02	3.7690	jan/03	3.7350	fev/03
12/12/02	3.7200	jan/03	3.6460	fev/03
13/12/02	3.7400	jan/03	3.6650	fev/03

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
16/12/02	3.6550	jan/03	3.6140	fev/03
17/12/02	3.5790	jan/03	3.5500	fev/03
18/12/02	3.5792	jan/03	3.5350	fev/03
19/12/02	3.5060	jan/03	3.5100	fev/03
20/12/02	3.4560	jan/03	3.4300	fev/03
23/12/02	3.4300	jan/03	3.4490	fev/03
26/12/02	3.4640	fev/03	3.4640	fev/03
27/12/02	3.5050	fev/03	3.5050	fev/03
30/12/02	3.5200	fev/03	3.5200	fev/03
02/01/03	3.5000	fev/03	3.5000	fev/03
03/01/03	3.5250	fev/03	3.5250	fev/03
06/01/03	3.4250	fev/03	3.4080	mar/03
07/01/03	3.3400	fev/03	3.3900	mar/03
08/01/03	3.3100	fev/03	3.3300	mar/03
09/01/03	3.3350	fev/03	3.3650	mar/03
10/01/03	3.3250	fev/03	3.3270	mar/03
13/01/03	3.2899	fev/03	3.3380	mar/03
14/01/03	3.3250	fev/03	3.3400	mar/03
15/01/03	3.2800	fev/03	3.3480	mar/03
16/01/03	3.3450	fev/03	3.3700	mar/03
17/01/03	3.3380	fev/03	3.3730	mar/03
20/01/03	3.3900	fev/03	3.4570	mar/03
21/01/03	3.4229	fev/03	3.4410	mar/03
22/01/03	3.4950	fev/03	3.5820	mar/03
23/01/03	3.5300	fev/03	3.5620	mar/03
24/01/03	3.5450	fev/03	3.5800	mar/03
27/01/03	3.7200	mar/03	3.7200	mar/03
28/01/03	3.6150	mar/03	3.6150	mar/03
29/01/03	3.7100	mar/03	3.7100	mar/03
30/01/03	3.6300	mar/03	3.6300	mar/03
31/01/03	3.5900	mar/03	3.5900	mar/03
03/02/03	3.5180	mar/03	3.5500	abr/03
04/02/03	3.5520	mar/03	3.6200	abr/03
05/02/03	3.6050	mar/03	3.6500	abr/03
06/02/03	3.6000	mar/03	3.6800	abr/03

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
07/02/03	3.6270	mar/03	3.6450	abr/03
10/02/03	3.6200	mar/03	3.6750	abr/03
11/02/03	3.6260	mar/03	3.6370	abr/03
12/02/03	3.6220	mar/03	3.6700	abr/03
13/02/03	3.6370	mar/03	3.6640	abr/03
14/02/03	3.6900	mar/03	3.7100	abr/03
17/02/03	3.6790	mar/03	3.6910	abr/03
18/02/03	3.6440	mar/03	3.6550	abr/03
19/02/03	3.6098	mar/03	3.6470	abr/03
20/02/03	3.6330	mar/03	3.6600	abr/03
21/02/03	3.6330	mar/03	3.6620	abr/03
24/02/03	3.6410	abr/03	3.6410	abr/03
25/02/03	3.6480	abr/03	3.6480	abr/03
26/02/03	3.6520	abr/03	3.6520	abr/03
27/02/03	3.6458	abr/03	3.6458	abr/03
28/02/03	3.6080	abr/03	3.6080	abr/03
05/03/03	3.6250	abr/03	3.6600	mai/03
06/03/03	3.5970	abr/03	3.6300	mai/03
07/03/03	3.5460	abr/03	3.6050	mai/03
10/03/03	3.5430	abr/03	3.6295	mai/03
11/03/03	3.5650	abr/03	3.6040	mai/03
12/03/03	3.5260	abr/03	3.5600	mai/03
13/03/03	3.4910	abr/03	3.5060	mai/03
14/03/03	3.4400	abr/03	3.4750	mai/03
17/03/03	3.4800	abr/03	3.5250	mai/03
18/03/03	3.4610	abr/03	3.5030	mai/03
19/03/03	3.4700	abr/03	3.5080	mai/03
20/03/03	3.4710	abr/03	3.5400	mai/03
21/03/03	3.5010	abr/03	3.5100	mai/03
24/03/03	3.4500	abr/03	3.4800	mai/03
25/03/03	3.4550	mai/03	3.4550	mai/03
26/03/03	3.4250	mai/03	3.4250	mai/03
27/03/03	3.4420	mai/03	3.4420	mai/03
28/03/03	3.4360	mai/03	3.4360	mai/03
31/03/03	3.4359	mai/03	3.4359	mai/03

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
01/04/03	3.4050	mai/03	3.4050	mai/03
02/04/03	3.3650	mai/03	3.3650	mai/03
03/04/03	3.3040	mai/03	3.3550	jun/03
04/04/03	3.3050	mai/03	3.3500	jun/03
07/04/03	3.2380	mai/03	3.2700	jun/03
08/04/03	3.2050	mai/03	3.2420	jun/03
09/04/03	3.2220	mai/03	3.2950	jun/03
10/04/03	3.2335	mai/03	3.2800	jun/03
11/04/03	3.2751	mai/03	3.3000	jun/03
14/04/03	3.2120	mai/03	3.2640	jun/03
15/04/03	3.1869	mai/03	3.2340	jun/03
16/04/03	3.1051	mai/03	3.1400	jun/03
17/04/03	3.1180	mai/03	3.1110	jun/03
22/04/03	3.0800	mai/03	3.1430	jun/03
23/04/03	3.0650	mai/03	3.1050	jun/03
24/04/03	3.0700	jun/03	3.0700	jun/03
25/04/03	3.0800	jun/03	3.0800	jun/03
28/04/03	3.0510	jun/03	3.0510	jun/03
29/04/03	3.0220	jun/03	3.0220	jun/03
30/04/03	2.9740	jun/03	2.9740	jun/03
02/05/03	2.9746	jun/03	2.9746	jun/03
05/05/03	3.0000	jun/03	3.0920	jul/03
06/05/03	3.0900	jun/03	3.1500	jul/03
07/05/03	3.0750	jun/03	3.0650	jul/03
08/05/03	2.9920	jun/03	3.0500	jul/03
09/05/03	2.9570	jun/03	3.0055	jul/03
12/05/03	2.9168	jun/03	2.9590	jul/03
13/05/03	2.9050	jun/03	2.9300	jul/03
14/05/03	2.9250	jun/03	2.9720	jul/03
15/05/03	2.9260	jun/03	2.9940	jul/03
16/05/03	3.0110	jun/03	3.0650	jul/03
19/05/03	2.9600	jun/03	3.0610	jul/03
20/05/03	3.0341	jun/03	3.0850	jul/03
21/05/03	3.0540	jun/03	3.0850	jul/03
22/05/03	3.0240	jun/03	3.0495	jul/03

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
23/05/03	2.9950	jun/03	3.0400	jul/03
26/05/03	2.9685	jul/03	2.9685	jul/03
27/05/03	3.1000	jul/03	3.1000	jul/03
28/05/03	3.0894	jul/03	3.0894	jul/03
29/05/03	3.0531	jul/03	3.0531	jul/03
30/05/03	2.9980	jul/03	2.9980	jul/03
02/06/03	3.0200	jul/03	3.0200	jul/03
03/06/03	3.0310	jul/03	3.0770	ago/03
04/06/03	2.9800	jul/03	3.0350	ago/03
05/06/03	2.9599	jul/03	2.9900	ago/03
06/06/03	2.8900	jul/03	2.9240	ago/03
09/06/03	2.9000	jul/03	2.9710	ago/03
10/06/03	2.9000	jul/03	2.9640	ago/03
11/06/03	2.8990	jul/03	2.9650	ago/03
12/06/03	2.8800	jul/03	2.9300	ago/03
13/06/03	2.8850	jul/03	2.9428	ago/03
16/06/03	2.8620	jul/03	2.9300	ago/03
17/06/03	2.8920	jul/03	2.9390	ago/03
18/06/03	2.8900	jul/03	2.9610	ago/03
20/06/03	2.9100	jul/03	2.9510	ago/03
23/06/03	2.9110	jul/03	2.9715	ago/03
24/06/03	2.9190	ago/03	2.9190	ago/03
25/06/03	2.9107	ago/03	2.9107	ago/03
26/06/03	2.9300	ago/03	2.9300	ago/03
27/06/03	2.9560	ago/03	2.9560	ago/03
30/06/03	2.9430	ago/03	2.9430	ago/03
01/07/03	2.8949	ago/03	2.8949	ago/03
02/07/03	2.8870	ago/03	2.8870	ago/03
03/07/03	2.8680	ago/03	2.8680	ago/03
04/07/03	2.8750	ago/03	2.9220	set/03
07/07/03	2.8930	ago/03	2.9420	set/03
08/07/03	2.9310	ago/03	2.9550	set/03
10/07/03	2.9050	ago/03	2.9700	set/03
11/07/03	2.9270	ago/03	2.9860	set/03
14/07/03	2.9250	ago/03	2.9575	set/03

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
15/07/03	2.8930	ago/03	2.9330	set/03
16/07/03	2.8840	ago/03	2.9450	set/03
17/07/03	2.8760	ago/03	2.9250	set/03
18/07/03	2.8950	ago/03	2.9490	set/03
21/07/03	2.9050	ago/03	2.9650	set/03
22/07/03	2.8940	ago/03	2.9400	set/03
23/07/03	2.9025	ago/03	2.9510	set/03
24/07/03	2.9130	ago/03	2.9650	set/03
25/07/03	2.9450	set/03	2.9450	set/03
28/07/03	2.9470	set/03	2.9470	set/03
29/07/03	2.9554	set/03	2.9554	set/03
30/07/03	2.9950	set/03	2.9950	set/03
31/07/03	3.0220	set/03	3.0220	set/03
01/08/03	3.0140	set/03	3.0140	set/03
04/08/03	3.0720	set/03	3.1600	out/03
05/08/03	3.1195	set/03	3.1400	out/03
06/08/03	3.0630	set/03	3.1410	out/03
07/08/03	3.1000	set/03	3.1140	out/03
08/08/03	3.0290	set/03	3.0600	out/03
11/08/03	3.0220	set/03	3.0760	out/03
12/08/03	3.0430	set/03	3.0992	out/03
13/08/03	3.0679	set/03	3.1200	out/03
14/08/03	3.0440	set/03	3.1050	out/03
15/08/03	3.0300	set/03	3.0660	out/03
18/08/03	3.0060	set/03	3.0500	out/03
19/08/03	3.0280	set/03	3.0720	out/03
20/08/03	3.0090	set/03	3.0690	out/03
21/08/03	3.0150	set/03	3.0650	out/03
22/08/03	3.0200	set/03	3.0680	out/03
25/08/03	3.0480	out/03	3.0480	out/03
26/08/03	3.0570	out/03	3.0570	out/03
27/08/03	3.0400	out/03	3.0400	out/03
28/08/03	3.0130	out/03	3.0130	out/03
29/08/03	3.0100	out/03	3.0100	out/03
01/09/03	3.0300	out/03	3.0300	out/03

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
02/09/03	3.0370	out/03	3.0370	out/03
03/09/03	3.0030	out/03	3.0430	nov/03
04/09/03	3.0050	out/03	3.0325	nov/03
05/09/03	2.9725	out/03	3.0090	nov/03
08/09/03	2.9430	out/03	2.9860	nov/03
09/09/03	2.9830	out/03	3.0200	nov/03
10/09/03	2.9510	out/03	2.9950	nov/03
11/09/03	2.9220	out/03	2.9660	nov/03
12/09/03	2.9432	out/03	2.9650	nov/03
15/09/03	2.9250	out/03	2.9800	nov/03
16/09/03	2.9040	out/03	2.9550	nov/03
17/09/03	2.9280	out/03	2.9650	nov/03
18/09/03	2.9280	out/03	2.9600	nov/03
19/09/03	2.9150	out/03	2.9612	nov/03
22/09/03	2.9190	out/03	2.9619	nov/03
23/09/03	2.9140	out/03	2.9650	nov/03
24/09/03	2.9830	nov/03	2.9830	nov/03
25/09/03	2.9730	nov/03	2.9730	nov/03
26/09/03	2.9900	nov/03	2.9900	nov/03
29/09/03	2.9882	nov/03	2.9882	nov/03
30/09/03	2.9753	nov/03	2.9753	nov/03
01/10/03	2.9380	nov/03	2.9380	nov/03
02/10/03	2.9440	nov/03	2.9440	nov/03
03/10/03	2.9280	nov/03	2.9280	nov/03
06/10/03	2.9200	nov/03	2.9720	dez/03
07/10/03	2.8990	nov/03	2.9510	dez/03
08/10/03	2.8940	nov/03	2.9175	dez/03
09/10/03	2.8760	nov/03	2.9180	dez/03
10/10/03	2.8590	nov/03	2.9000	dez/03
13/10/03	2.8550	nov/03	2.8950	dez/03
14/10/03	2.8640	nov/03	2.9050	dez/03
15/10/03	2.8540	nov/03	2.8850	dez/03
16/10/03	2.8620	nov/03	2.8990	dez/03
17/10/03	2.8690	nov/03	2.9080	dez/03
20/10/03	2.8940	nov/03	2.9370	dez/03

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
21/10/03	2.8900	nov/03	2.9200	dez/03
22/10/03	2.8700	nov/03	2.9000	dez/03
23/10/03	2.8750	nov/03	2.9200	dez/03
24/10/03	2.8755	nov/03	2.9100	dez/03
27/10/03	2.9240	dez/03	2.9240	dez/03
28/10/03	2.9100	dez/03	2.9100	dez/03
29/10/03	2.9000	dez/03	2.9000	dez/03
30/10/03	2.8750	dez/03	2.8750	dez/03
31/10/03	2.8870	dez/03	2.8870	dez/03
03/11/03	2.9009	dez/03	2.9240	jan/04
04/11/03	2.8850	dez/03	2.9350	jan/04
05/11/03	2.8940	dez/03	2.9300	jan/04
06/11/03	2.8950	dez/03	2.9340	jan/04
07/11/03	2.9050	dez/03	2.9350	jan/04
10/11/03	2.8920	dez/03	2.9330	jan/04
11/11/03	2.9110	dez/03	2.9520	jan/04
12/11/03	2.9290	dez/03	2.9720	jan/04
13/11/03	2.9220	dez/03	2.9650	jan/04
14/11/03	2.9580	dez/03	2.9930	jan/04
17/11/03	2.9700	dez/03	3.0185	jan/04
18/11/03	2.9510	dez/03	2.9891	jan/04
19/11/03	2.9568	dez/03	3.0150	jan/04
20/11/03	2.9520	dez/03	3.0050	jan/04
21/11/03	2.9510	dez/03	2.9783	jan/04
24/11/03	2.9801	jan/04	2.9801	jan/04
25/11/03	2.9550	jan/04	2.9550	jan/04
26/11/03	2.9800	jan/04	2.9800	jan/04
27/11/03	2.9860	jan/04	2.9860	jan/04
28/11/03	2.9785	jan/04	2.9785	jan/04
01/12/03	2.9800	jan/04	2.9800	jan/04
02/12/03	2.9550	jan/04	2.9550	jan/04
03/12/03	2.9636	jan/04	2.9636	jan/04
04/12/03	2.9620	jan/04	3.0000	fev/04
05/12/03	2.9731	jan/04	2.9950	fev/04
08/12/03	2.9650	jan/04	3.0005	fev/04

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
09/12/03	2.9670	jan/04	2.9950	fev/04
10/12/03	2.9570	jan/04	2.9967	fev/04
11/12/03	2.9670	jan/04	3.0000	fev/04
12/12/03	2.9560	jan/04	2.9876	fev/04
15/12/03	2.9464	jan/04	2.9781	fev/04
16/12/03	2.9340	jan/04	2.9710	fev/04
17/12/03	2.9520	jan/04	2.9865	fev/04
18/12/03	2.9420	jan/04	2.9710	fev/04
19/12/03	2.9429	jan/04	2.9750	fev/04
22/12/03	2.9320	jan/04	2.9660	fev/04
23/12/03	2.9260	jan/04	2.9600	fev/04
26/12/03	2.9450	fev/04	2.9450	fev/04
29/12/03	2.9370	fev/04	2.9370	fev/04
30/12/03	2.8952	fev/04	2.8952	fev/04
02/01/04	2.9251	fev/04	2.9251	fev/04
05/01/04	2.9020	fev/04	2.9500	abr/04
06/01/04	2.8780	fev/04	2.8970	mar/04
07/01/04	2.8900	fev/04	2.9270	mar/04
08/01/04	2.8840	fev/04	2.9122	mar/04
09/01/04	2.8760	fev/04	2.8980	mar/04
12/01/04	2.8520	fev/04	2.8430	mar/04
13/01/04	2.8109	fev/04	2.8320	mar/04
14/01/04	2.8230	fev/04	2.8530	mar/04
15/01/04	2.8320	fev/04	2.8560	mar/04
16/01/04	2.8280	fev/04	2.8550	mar/04
19/01/04	2.8350	fev/04	2.8760	mar/04
20/01/04	2.8540	fev/04	2.8754	mar/04
21/01/04	2.8510	fev/04	2.8747	mar/04
22/01/04	2.8545	fev/04	2.8790	mar/04
23/01/04	2.8450	fev/04	2.8750	mar/04
26/01/04	2.8750	mar/04	2.8750	mar/04
27/01/04	2.8822	mar/04	2.8822	mar/04
28/01/04	2.8970	mar/04	2.8970	mar/04
29/01/04	2.9220	mar/04	2.9220	mar/04
30/01/04	2.9591	mar/04	2.9591	mar/04

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
02/02/04	2.9660	mar/04	3.0120	abr/04
03/02/04	2.9650	mar/04	2.9860	abr/04
04/02/04	2.9420	mar/04	2.9700	abr/04
05/02/04	2.9430	mar/04	3.0010	abr/04
06/02/04	2.9553	mar/04	3.0130	abr/04
09/02/04	2.9464	mar/04	2.9890	abr/04
10/02/04	2.9430	mar/04	2.9710	abr/04
11/02/04	2.9370	mar/04	2.9810	abr/04
12/02/04	2.9190	mar/04	2.9540	abr/04
13/02/04	2.9070	mar/04	2.9535	abr/04
16/02/04	2.9145	mar/04	2.9596	abr/04
17/02/04	2.9180	mar/04	2.9520	abr/04
18/02/04	2.9296	mar/04	2.9573	abr/04
19/02/04	2.9520	mar/04	2.9800	abr/04
20/02/04	2.9650	mar/04	3.0110	abr/04
25/02/04	2.9851	abr/04	2.9851	abr/04
26/02/04	2.9830	abr/04	2.9830	abr/04
27/02/04	2.9680	abr/04	2.9680	abr/04
01/03/04	2.9430	abr/04	2.9430	abr/04
02/03/04	2.9305	abr/04	2.9305	abr/04
03/03/04	2.9260	abr/04	2.9260	abr/04
04/03/04	2.9152	abr/04	2.9500	mai/04
05/03/04	2.9210	abr/04	2.9430	mai/04
08/03/04	2.8900	abr/04	2.9320	mai/04
09/03/04	2.9035	abr/04	2.9380	mai/04
10/03/04	2.9060	abr/04	2.9480	mai/04
11/03/04	2.9280	abr/04	2.9650	mai/04
12/03/04	2.9350	abr/04	2.9790	mai/04
15/03/04	2.9240	abr/04	2.9510	mai/04
16/03/04	2.9260	abr/04	2.9530	mai/04
17/03/04	2.9150	abr/04	2.9564	mai/04
18/03/04	2.9290	abr/04	2.9600	mai/04
19/03/04	2.9190	abr/04	2.9500	mai/04
22/03/04	2.9205	abr/04	2.9530	mai/04
23/03/04	2.9249	abr/04	2.9570	mai/04

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
24/03/04	2.9240	abr/04	2.9661	mai/04
25/03/04	2.9750	mai/04	2.9750	mai/04
26/03/04	2.9700	mai/04	2.9700	mai/04
29/03/04	2.9706	mai/04	2.9706	mai/04
30/03/04	2.9694	mai/04	2.9694	mai/04
31/03/04	2.9413	mai/04	2.9413	mai/04
01/04/04	2.9250	mai/04	2.9250	mai/04
02/04/04	2.9195	mai/04	2.9195	mai/04
05/04/04	2.9230	mai/04	2.9500	jun/04
06/04/04	2.9000	mai/04	2.9410	jun/04
07/04/04	2.9001	mai/04	2.9380	jun/04
08/04/04	2.8960	mai/04	2.9400	jun/04
12/04/04	2.9060	mai/04	2.9390	jun/04
13/04/04	2.9020	mai/04	2.9390	jun/04
14/04/04	2.9115	mai/04	2.9450	jun/04
15/04/04	2.9050	mai/04	2.9510	jun/04
16/04/04	2.9350	mai/04	2.9618	jun/04
19/04/04	2.9190	mai/04	2.9510	jun/04
20/04/04	2.9180	mai/04	2.9560	jun/04
22/04/04	2.9420	mai/04	2.9900	jun/04
23/04/04	2.9350	mai/04	2.9670	jun/04
26/04/04	2.9444	jun/04	2.9444	jun/04
27/04/04	2.9566	jun/04	2.9566	jun/04
28/04/04	2.9610	jun/04	2.9610	jun/04
29/04/04	2.9940	jun/04	2.9940	jun/04
30/04/04	3.0015	jun/04	3.0015	jun/04
03/05/04	2.9700	jun/04	2.9700	jun/04
04/05/04	3.0089	jun/04	3.0400	jul/04
05/05/04	3.0050	jun/04	3.0300	jul/04
06/05/04	2.9860	jun/04	3.0360	jul/04
07/05/04	3.0280	jun/04	3.0910	jul/04
10/05/04	3.1400	jun/04	3.1900	jul/04
11/05/04	3.1740	jun/04	3.1600	jul/04
12/05/04	3.1000	jun/04	3.1300	jul/04
13/05/04	3.1554	jun/04	3.1970	jul/04

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
14/05/04	3.1550	jun/04	3.1690	jul/04
17/05/04	3.1390	jun/04	3.1830	jul/04
18/05/04	3.1450	jun/04	3.1600	jul/04
19/05/04	3.1450	jun/04	3.1750	jul/04
20/05/04	3.1611	jun/04	3.1900	jul/04
21/05/04	3.2300	jun/04	3.2360	jul/04
24/05/04	3.1949	jun/04	3.2100	jul/04
25/05/04	3.2200	jul/04	3.2200	jul/04
26/05/04	3.1800	jul/04	3.1800	jul/04
27/05/04	3.2280	jul/04	3.2280	jul/04
28/05/04	3.1600	jul/04	3.1600	jul/04
31/05/04	3.1299	jul/04	3.1299	jul/04
01/06/04	3.2270	jul/04	3.2270	jul/04
02/06/04	3.1799	jul/04	3.1799	jul/04
03/06/04	3.1680	jul/04	3.2250	ago/04
04/06/04	3.1900	jul/04	3.2020	ago/04
07/06/04	3.1445	jul/04	3.2230	set/04
08/06/04	3.1381	jul/04	3.1818	ago/04
09/06/04	3.1400	jul/04	3.1730	ago/04
11/06/04	3.1551	jul/04	3.2050	ago/04
14/06/04	3.1800	jul/04	3.2300	ago/04
15/06/04	3.1920	jul/04	3.2005	ago/04
16/06/04	3.1450	jul/04	3.1880	ago/04
17/06/04	3.1550	jul/04	3.1925	ago/04
18/06/04	3.1450	jul/04	3.1935	ago/04
21/06/04	3.1549	jul/04	3.1820	ago/04
22/06/04	3.1470	jul/04	3.1855	ago/04
23/06/04	3.1430	jul/04	3.1795	ago/04
24/06/04	3.1630	ago/04	3.1630	ago/04
25/06/04	3.1495	ago/04	3.1495	ago/04
28/06/04	3.1566	ago/04	3.1566	ago/04
29/06/04	3.1790	ago/04	3.1790	ago/04
30/06/04	3.1500	ago/04	3.1500	ago/04
01/07/04	3.1230	ago/04	3.1230	ago/04
02/07/04	3.1100	ago/04	3.1100	ago/04

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
05/07/04	3.0620	ago/04	3.1060	set/04
06/07/04	3.0565	ago/04	3.1030	set/04
07/07/04	3.0810	ago/04	3.1200	set/04
08/07/04	3.0640	ago/04	3.1026	set/04
12/07/04	3.0700	ago/04	3.1000	set/04
13/07/04	3.0590	ago/04	3.1050	set/04
14/07/04	3.0630	ago/04	3.0920	set/04
15/07/04	3.0499	ago/04	3.0800	set/04
16/07/04	3.0360	ago/04	3.0650	set/04
19/07/04	3.0160	ago/04	3.0519	set/04
20/07/04	3.0110	ago/04	3.0580	set/04
21/07/04	3.0185	ago/04	3.0550	set/04
22/07/04	3.0425	ago/04	3.0800	set/04
23/07/04	3.0483	ago/04	3.1000	set/04
26/07/04	3.0925	set/04	3.0925	set/04
27/07/04	3.1200	set/04	3.1200	set/04
28/07/04	3.1060	set/04	3.1060	set/04
29/07/04	3.0885	set/04	3.0885	set/04
30/07/04	3.0760	set/04	3.0760	set/04
02/08/04	3.0840	set/04	3.0840	set/04
03/08/04	3.0780	set/04	3.0780	set/04
04/08/04	3.0836	set/04	3.1270	out/04
05/08/04	3.0900	set/04	3.1260	out/04
06/08/04	3.1115	set/04	3.1200	out/04
09/08/04	3.0580	set/04	3.1100	out/04
10/08/04	3.0675	set/04	3.0865	out/04
11/08/04	3.0550	set/04	3.0985	out/04
12/08/04	3.0640	set/04	3.0910	out/04
13/08/04	3.0546	set/04	3.0840	out/04
16/08/04	3.0380	set/04	3.0818	out/04
17/08/04	3.0220	set/04	3.0590	out/04
18/08/04	3.0110	set/04	3.0540	out/04
19/08/04	2.9960	set/04	3.0200	out/04
20/08/04	2.9951	set/04	3.0400	out/04
23/08/04	2.9770	set/04	3.0185	out/04

<i>data</i>	<i>F1</i>	<i>vencimento F1</i>	<i>F2</i>	<i>vencimento F2</i>
24/08/04	2.9740	set/04	3.0050	out/04
25/08/04	2.9987	out/04	2.9987	out/04
26/08/04	2.9920	out/04	2.9920	out/04
27/08/04	2.9990	out/04	2.9990	out/04
30/08/04	2.9930	out/04	2.9930	out/04
31/08/04	2.9781	out/04	2.9781	out/04
01/09/04	2.9590	out/04	2.9590	out/04
02/09/04	2.9630	out/04	2.9630	out/04
03/09/04	2.9685	out/04	2.9980	nov/04
06/09/04	2.9590	out/04	3.0480	jan/05
08/09/04	2.9260	out/04	2.9610	nov/04
09/09/04	2.9300	out/04	2.9625	nov/04
10/09/04	2.9238	out/04	2.9560	nov/04
13/09/04	2.9260	out/04	2.9590	nov/04
14/09/04	2.9318	out/04	2.9683	nov/04
15/09/04	2.9270	out/04	2.9550	nov/04
16/09/04	2.9220	out/04	2.9550	nov/04
17/09/04	2.9020	out/04	2.9280	nov/04
20/09/04	2.8750	out/04	2.9130	nov/04
21/09/04	2.8900	out/04	2.9210	nov/04
22/09/04	2.8780	out/04	2.9082	nov/04
23/09/04	2.8910	out/04	2.9105	nov/04
24/09/04	2.9226	nov/04	2.9226	nov/04
27/09/04	2.9155	nov/04	2.9155	nov/04
28/09/04	2.9080	nov/04	2.9080	nov/04
29/09/04	2.9010	nov/04	2.9010	nov/04
30/09/04	2.8815	nov/04	2.8815	nov/04

ANEXO C – Rotinas de programação no E-Views 4.1® utilizadas para a estimação das razões de *hedge*

C 1 – Estimação do Modelo Convencional, para as séries F1 e F2

```
'
=====INÍCIO DO PROGRAMA=====

' Programa para calcular as razões de hedge pelo modelo convencional, para as séries f1 e f2,
' guardando-as em uma matriz de resultados.

' Limpa área de trabalho

delete mat_*
delete eq_*
delete var*
delete se_*

' ajusta a amostra para obter o tamanho máximo possível

smp1 @all

' determina o tamanho do workfile

series _temp = 1
!length = @obs(_temp)
scalar tam_inicial= @obs(_temp)
delete _temp

' ajusta o tamanho da amostra (janela)

!ssize = 532

' inicializa as matrizes para armazenar as razões de hedge

matrix(tam_inicial-!ssize-1,8) mat_beta_conv1
matrix(tam_inicial-!ssize-1,8) mat_beta_conv2

'===== INÍCIO DO PROCESSO COM JANELAMENTO – Convencional =====

' executa a regressão para cada subamostra e armazena os resultados

' Início do laço - Define 894 iterações com janela móvel

for !i = 1 to !length-!ssize-1

' ajusta a janela rolante para a subamostra de uma dada observação até “tamanho da amostra”
' (ssize) observações adiante
```

```

    simpl @first+!i @first+!i+!ssize-1

' Estimação da equação de regressão simples  $st = a + \beta_1 t + \epsilon_t$ 

    equation eq_conv1_!i.ls s c f1

' Preenche a matriz de resultados para a série F1

    mat_beta_conv1(!i,1)=!i           ' índice para informar qual iteração os dados se referem
    mat_beta_conv1(!i,2)=@coefs(1)   ' coeficiente alfa da equação da média
    mat_beta_conv1(!i,3)=@coefs(2)   ' beta MQO usando f1
    mat_beta_conv1(!i,4)=@tstats(1)  ' estatística t do coeficiente alfa
    mat_beta_conv1(!i,5)=@tstats(2)  ' estatística t do coeficiente beta
    mat_beta_conv1(!i,6)=@r2         ' R2 da regressão
    mat_beta_conv1(!i,7)=@se         ' erro-padrão da regressão
    mat_beta_conv1(!i,8)=@f          ' estatística f

' Retorna a amostra original

    simpl @first+!i @first+!i+!ssize-1

' Estimação da equação de regressão simples  $st = a + \beta_2 t + \epsilon_t$ 

    equation eq_conv2_!i.ls s c f2

' Preenche a matriz de resultados para a série F2

    mat_beta_conv2(!i,1)=!i           ' índice para informar qual iteração os dados se referem
    mat_beta_conv2(!i,2)=@coefs(1)   ' coeficiente alfa da equação da média
    mat_beta_conv2(!i,3)=@coefs(2)   ' beta MQO usando f2
    mat_beta_conv2(!i,4)=@tstats(1)  ' estatística t do coeficiente alfa
    mat_beta_conv2(!i,5)=@tstats(2)  ' estatística t do coeficiente beta
    mat_beta_conv2(!i,6)=@r2         ' R2
    mat_beta_conv2(!i,7)=@se         ' desvio padrão da regressão
    mat_beta_conv2(!i,8)=@f          ' estatística f

' Fim do laço janelamento

next

===== FIM DO PROCESSO COM JANELAMENTO – Convencional =====
'
=====FIM DO PROGRAMA=====

```


C 2 – Estimação do Modelo de Correção de Erros, para as séries F1 e F2

```
'
=====INÍCIO DO PROGRAMA=====

' Programa para calcular as razões de hedge pelo Modelo de Correção de Erros, para as séries
' f1 e f2, guardando-as em uma matriz de resultados

' Limpa área de trabalho

delete mat_*
delete eq_*
delete var*
delete se_*

' ajusta a amostra para obter o tamanho máximo possível

smp1 @all

' determina o tamanho do workfile

series _temp = 1
!length = @obs(_temp)
scalar tam_inicial= @obs(_temp)
delete _temp

' ajusta o tamanho da amostra (janela)

!ssize = 532

' inicializa as matrizes para armazenar as razões de hedge

matrix(tam_inicial-!ssize-1,8) mat_beta_conv1
matrix(tam_inicial-!ssize-1,8) mat_beta_conv2
matrix(tam_inicial-!ssize-1,6) mat_beta_mce1
matrix(tam_inicial-!ssize-1,6) mat_beta_mce2
matrix(2,2) mat22

' ===== INÍCIO DO PROCESSO COM JANELAMENTO – MCE =====
' executa a regressão para cada subamostra e armazena os resultados

' Início do laço - Define 894 iterações com janela de deslocamento

for !i = 1 to !length-!ssize-1

' ajusta a janela rolante para a subamostra de uma dada observação até “tamanho da amostra“
' (ssize) observações adiante

smp1 @first+!i @first+!i+!ssize-1
```

```

' Estimação do MCE com a série F1 (2 defasagens)
  var eq_mce1_!i.ec(c,1) 1 2 ln_usd_s ln_usd_f1
  eq_mce1_!i.makesresids

' Preenche a matriz de covariâncias dos resíduos

  mat22(1,1) = @cov(resid01,resid01)      ' variância de s
  mat22(1,2) = @cov(resid01,resid02)      ' covariância s e f1
  mat22(2,1) = @cov(resid01,resid02)      ' covariância s e f1
  mat22(2,2) = @cov(resid02,resid02)      ' variância de f1

' Preenche a matriz de resultados mat_beta_mce1(!i,1)=!i  ' índice para informar qual
                                                           ' iteração os dados se referem
  mat_beta_mce1(!i,2)= mat22(1,1)          ' variância de s
  mat_beta_mce1(!i,3)= mat22(1,2)          ' covariância de s e f1
  mat_beta_mce1(!i,4)= mat22(2,1)          ' covariância de s e f1
  mat_beta_mce1(!i,5)= mat22(2,2)          ' variância de f1
  mat_beta_mce1(!i,6)= (mat22(1,2)/mat22(2,2)) ' beta MCE usando f1

' apaga as séries de resíduos

  delete resid01
  delete resid02

' Retorna a amostra original

  smpl @first+!i @first+!i+!ssize-1

' Estimação do MCE com a série F2 (4 defasagens)

  var eq_mce2_!i.ec(c,1) 1 4 ln_usd_s ln_usd_f2
  eq_mce2_!i.makesresids

' Monta a matriz de covariâncias dos resíduos

  mat22(1,1) = @cov(resid01,resid01)      ' variância de s
  mat22(1,2) = @cov(resid01,resid02)      ' covariância de s e f2
  mat22(2,1) = @cov(resid01,resid02)      ' covariância de s e f2
  mat22(2,2) = @cov(resid02,resid02)      ' variância de f2

' Monta a matriz de resultados

  mat_beta_mce2(!i,1)=!i                  ' índice para informar qual iteração
                                                           ' os dados se referem
  mat_beta_mce2(!i,2)= mat22(1,1)          ' variância de s
  mat_beta_mce2(!i,3)= mat22(1,2)          ' covariância de s e f2
  mat_beta_mce2(!i,4)= mat22(2,1)          ' covariância de s e f2

```

```
mat_beta_mce2(!i,5)= mat22(2,2)          ' variância de f2
mat_beta_mce2(!i,6)= (mat22(1,2)/mat22(2,2)) ' beta MCE usando f2

' apaga as séries de resíduos
  delete resid01
  delete resid02

' Fim do laço janelamento

next

' ===== FIM DO PROCESSO COM JANELAMENTO – MCE =====
'           =====FIM DO PROGRAMA=====
```

C.3 – Estimação do Modelo MCE-GARCH para a série FI

```

'
=====INÍCIO DO PROGRAMA=====

' Programa para calcular as razões de hedge por meio de um processo GARCH bivariado,
' guardando as razões em uma matriz de resultados. Equações das médias modeladas por
' meio de um modelo de correção de erros com 2 defasagens. Especificação do modelo
' GARCH bivariado: BEKK diagonal. Algoritmo BHHH.

' Limpa área de trabalho

delete mat_*
delete eq_*
delete var*
delete se_*
delete bvgarch_*

' ajusta a amostra para obter o tamanho máximo possível

smp1 @all

' determina o tamanho do workfile

series _temp = 1
!length = @obs(_temp)
scalar tam_inicial= @obs(_temp)
delete _temp

' ajusta o tamanho da amostra (janela)

!ssize = 532

' inicializa as matrizes para armazenar os dados intermediários e das razões de hedge

matrix(2,2) mat22
matrix(tam_inicial-!ssize,5) mat_beta_bv1
matrix(tam_inicial-!ssize,5) mat_beta_bv2

'===== INÍCIO DO PROCESSO COM JANELAMENTO – MCE-GARCH =====
' executa a regressão para cada subamostra e armazena os resultados

' Início do laço

for !i = 1 to !length-!ssize

' Especificação do modelo
'  $y = \text{const} + y(-1) + y(-2) + \text{res}$ 
'  $\text{res} \sim N(0, H_t)$ 

```

```

' Ht = omega*omega' + beta Ht (-1) beta' + alpha res (-1) res (-1)' alpha'
' em que
' y = 2 x 1 é um vetor que contém as séries (y1=câmbio à vista; y2=câmbio futuro)
' const = 2 x 1  vetor de interceptos da equação da média
' H = 2 x 2  (matriz simétrica de covariâncias)
' H(1,1) = variância da série 1  (armazenado como var_y1)
' H(1,2) = covariância entre a série 1 e a série 2 (armazenado como cov_y1y2)
' H(2,2) = variância da série2  (armazenado como var_y2)
' omega = matriz triangular inferior 2 x 2
' beta  = matriz diagonal principal 2 x 2
' alpha = matriz diagonal principal 2 x 2

' apaga as amostras s0 e s1

delete s0
delete s1

' define as variáveis de ambas as séries

smpl @all
series y1 = s  ' dólar spot
series y2 = fl ' dólar futuro

' ajusta a janela rolante para a subamostra de uma dada observação até “tamanho da amostra“
' (ssize) observações adiante. A primeira observação da série de futuros é ajustada para iniciar
' um período (dia) após a primeira observação da série de câmbio à vista

sample s0 @first+!i-1 @first+!i+!ssize-2
sample s1 @first+!i @first+!i+!ssize-2

' inicialização de valores e parâmetros
' ajusta a amostra para o tamanho da série de câmbio à vista

smpl s0

' calcula os parâmetros iniciais para os modelos GARCH univariados, modelando a média por
' meio de um MCE com duas defasagens. Algoritmo BHHH
' Critério de convergência = 1e-5; número máximo de iterações = 10000;

equation avista_!i.arch(b,m=10000,c=1e-5) y1 c y1(-1) y1(-2) y2(-1) y2(-2) sf1_1
equation futuro_!i.arch(b,m=10000,c=1e-5) y2 c y1(-1) y1(-2) y2(-1) y2(-2) sf1_1

' declara os vetores de coeficientes a serem utilizados no modelo GARCH bivariado

coef(2) const
const(1) = avista_!i.c(1)  ' constante da equação da média da equação do retorno à vista
const(2) = futuro_!i.c(1)  ' constante da equação da média da equação do retorno futuro

```

```

coef(4) theta
theta(1) = avista_!i.c(2) ' coeficiente da 1ª defasagem de s na equação de retorno à vista
theta(2) = avista_!i.c(3) ' coeficiente da 2ª defasagem de s na equação de retorno à vista
theta(3) = futuro_!i.c(2) ' coeficiente da 1ª defasagem de s na equação de retorno futuro
theta(4) = futuro_!i.c(3) ' coeficiente da 2ª defasagem de s na equação de retorno futuro

coef(4) phi
phi(1) = avista_!i.c(4) ' coeficiente da 1ª defasagem de fl na equação de retorno à vista
phi(2) = avista_!i.c(5) ' coeficiente da 2ª defasagem de fl na equação de retorno à vista
phi(3) = futuro_!i.c(4) ' coeficiente da 1ª defasagem de fl na equação de retorno futuro
phi(4) = futuro_!i.c(5) ' coeficiente da 2ª defasagem de fl na equação de retorno futuro

coef(2) gamma
gamma(1) = avista_!i.c(6) ' coeficiente do termo de correção de erros na equação
' de retorno à vista
gamma(2) = futuro_!i.c(6) ' coeficiente do termo de correção de erros na equação
' de retorno futuro

' declaração dos coeficientes do modelo GARCH bivariado (BEKK diagonal)

coef(3) omega ' coeficientes omega
omega(1)=(avista_!i.c(7))^.5
omega(2)=0
omega(3)=(futuro_!i.c(7))^.5

coef(2) alpha ' coeficientes alpha
alpha(1) = (avista_!i.c(8))^.5
alpha(2) = (futuro_!i.c(8))^.5

coef(2) beta ' coeficientes beta
beta(1)=(avista_!i.c(9))^.5
beta(2)=(futuro_!i.c(9))^.5

' definição da constante de ajuste para o log de verossimilhança

!mlog2pi = 2*log(2*@acos(-1))

' definindo a var-cov da amostra na equação de futuro como valores iniciais
' da matriz de covariância

series cov_y1y2 = @cov(y1-const(1), y2-const(2))
series var_y1 = @var(y1)
series var_y2 = @var(y2)

series sqres1 = (y1-const(1))^2 ' cria série do quadrado dos resíduos da equação à vista
series sqres2 = (y2-const(2))^2 ' cria série do quadrado dos resíduos da equação futuro
series res1res2 = (y1-const(1))*(y2-const(2)) ' cria série do produto dos resíduos da

```

‘ equação à vista com a equação futuro

```
' Início do processo para calculo da log verossimilhança para bv_garch
' 1) cria-se um objeto log likelihood (L.O.) denominado bvgarch_!i
' 2) especifica um modelo log de verossimilhança pela função "append"

logl bvgarch_!i                                ' declara o objeto
bvgarch_!i.append @logl logl                    ' associa a função
bvgarch_!i.append sqres1 = (y1-const(1))^2      ' associa as séries
bvgarch_!i.append sqres2 = (y2-const(2))^2
bvgarch_!i.append res1res2 = (y1-const(1))*(y2-const(2))

' calcula as séries de variância e covariância segundo o modelo BEKK diagonal

bvgarch_!i.append var_y1 = omega(1)^2 + beta(1)^2*var_y1(-1) + alpha(1)^2*sqres1(-1)
bvgarch_!i.append var_y2 = omega(3)^2 + omega(2)^2 + beta(2)^2*var_y2(-1) +
alpha(2)^2*sqres2(-1)
bvgarch_!i.append cov_y1y2 = omega(1)*omega(2) + beta(2)*beta(1)*cov_y1y2(-1) +
alpha(2)*alpha(1)*res1res2(-1)

' calcula o determinante da matriz de covariâncias

bvgarch_!i.append deth = var_y1*var_y2 - cov_y1y2^2

' inverte os elementos da matriz de covariâncias e divide pelo seu determinante

bvgarch_!i.append invh1 = var_y2/deth
bvgarch_!i.append invh3 = var_y1/deth
bvgarch_!i.append invh2 = -cov_y1y2/deth

' define a série de log-verossimilhança a ser maximizada segundo o modelo definido

bvgarch_!i.append logl = -0.5*(!mlog2pi +
(invh1*sqres1+2*invh2*res1res2+invh3*sqres2) + log(deth))

' ajusta a amostra para o tamanho da série futuro (s1)

smpl s1

' Estima o modelo com os dados acima

bvgarch_!i.ml(showopts,b,m=100, c=1e-5)

' calcula as razões de hedge e armazena nas matrizes
mat_beta_bv1(!i,1)=!i      ' índice para informar qual iteração a que os dados se referem
mat_beta_bv1(!i,2)=var_y1(!ssize+!i-1)    ' variância do câmbio à vista
mat_beta_bv1(!i,3)=var_y2(!ssize+!i-1)    ' variância do câmbio futuro
mat_beta_bv1(!i,4)=cov_y1y2(!ssize+!i-1)  ' covariância entre à vista e futuro
```

```
mat_beta_bv1(!i,5)=(cov_y1y2(!ssize+!i-1))/(var_y2(!ssize+!i-1)) 'beta GARCH
' fim do laço para bv_garch janelado
next

'===== FIM DO PROCESSO COM JANELAMENTO – MCE-GARCH =====
'                =====FIM DO PROGRAMA=====
```


C.4 – Estimação do Modelo MCE-GARCH para a série F2

```
'
=====INÍCIO DO PROGRAMA=====

' Programa para calcular as razões de hedge por meio de um processo GARCH bivariado,
' guardando as razões em uma matriz de resultados. Equações das médias modeladas por
' meio de um modelo de correção de erros com 4 defasagens. Especificação do modelo
' GARCH bivariado: BEKK diagonal. Algoritmo BHHH.

' Limpa área de trabalho

delete mat_*
delete eq_*
delete var*
delete se_*
delete bvgarch_*

' ajusta a amostra para obter o tamanho máximo possível

smp1 @all

' determina o tamanho do workfile

series _temp = 1
!length = @obs(_temp)
scalar tam_inicial= @obs(_temp)
delete _temp

' ajusta o tamanho da amostra (janela)

!ssize = 532

' inicializa as matrizes para armazenar os dados das razões de hedge

matrix(tam_inicial-!ssize,5) mat_beta_bv1
matrix(tam_inicial-!ssize,5) mat_beta_bv2

'===== INÍCIO DO PROCESSO COM JANELAMENTO MCE-GARCH =====
' executa a regressão para cada subamostra e armazena os resultados

' Início do laço
for !i = 1 to !length-!ssize

' GARCH bivariado com série f2
'  $y = \text{const} + y(-1) + y(-2) + y(-3) + y(-4) + \text{res}$ 
'  $\text{res} \sim N(0, H_t)$ 

'  $H_t = \omega * \omega' + \beta H_t(-1) \beta' + \alpha \text{res}(-1) \text{res}(-1)'$  alpha'
```

```

' em que,
' y = 2 x 1      vetor de séries de câmbio (y1=câmbio à vista; y2=câmbio futuro)
' const = 2 x 1  vetor de constantes das equações da média
' H = 2 x 2 (matriz simétrica de covariâncias)
' H(1,1) = variância da série1 (armazenado como var_y1)
' H(1,2) = covariância entre a série1 e a série2 (armazenado como cov_y1y2)
' H(2,2) = variância da série2 (armazenado como var_y2)
' omega = matriz triangular inferior 2 x 2
' beta  = matriz diagonal principal 2 x 2
' alpha = matriz diagonal principal 2 x 2

' apaga as amostras s0 e s1

delete s0
delete s1

' define as variáveis de ambas as séries

smpl @all
series y1 = s
series y2 = f2

' ajusta a janela rolante para a subamostra de uma dada observação até “tamanho da amostra“
' (ssize) observações adiante. A primeira observação da série de futuros é ajustada para iniciar
' um período (dia) após a primeira observação da série de câmbio à vista

sample s0 @first+!i-1 @first+!i+!ssize-2
sample s1 @first+!i @first+!i+!ssize-2

' inicialização de valores e parâmetros

' ajusta a amostra para o tamanho da série de câmbio à vista

smpl s0

' calcula os parâmetros iniciais para os modelos GARCH univariados, modelando a média por
' meio de um MCE com quatro defasagens. Algoritmo BHHH
' número máximo de iterações = 10000; Critério de convergência = 1e-5

equation avista_!i.arch(b,m=10000,c=1e-5) y1 c y1(-1) y1(-2) y1(-3) y1(-4) y2(-1) y2(-2) y2(-
3) y2(-4) sf2_1
equation futuro_!i.arch(b,m=10000,c=1e-5) y2 c y1(-1) y1(-2) y1(-3) y1(-4) y2(-1) y2(-2)
y2(-3) y2(-4) sf2_1

' declara os vetores de coeficientes a serem utilizados no modelo GARCH bivariado

coef(2) const
const(1) = avista_!i.c(1) ' constante da equação da média da equação do retorno à vista

```

const(2) = futuro_!i.c(1) ‘ constante da equação da média da equação do retorno futuro

coef(8) theta

theta(1) = avista_!i.c(2) ‘ coeficiente da 1ª defasagem de s na equação de retorno à vista

theta(2) = avista_!i.c(3) ‘ coeficiente da 2ª defasagem de s na equação de retorno à vista

theta(3) = avista_!i.c(4) ‘ coeficiente da 3ª defasagem de s na equação de retorno à vista

theta(4) = avista_!i.c(5) ‘ coeficiente da 4ª defasagem de s na equação de retorno à vista

theta(5) = futuro_!i.c(2) ‘ coeficiente da 1ª defasagem de s na equação de retorno futuro

theta(6) = futuro_!i.c(3) ‘ coeficiente da 2ª defasagem de s na equação de retorno futuro

theta(7) = futuro_!i.c(4) ‘ coeficiente da 3ª defasagem de s na equação de retorno futuro

theta(8) = futuro_!i.c(5) ‘ coeficiente da 4ª defasagem de s na equação de retorno futuro

coef(8) phi

phi(1) = avista_!i.c(6) ‘ coeficiente da 1ª defasagem de fl na equação de retorno à vista

phi(2) = avista_!i.c(7) ‘ coeficiente da 2ª defasagem de fl na equação de retorno à vista

phi(3) = avista_!i.c(8) ‘ coeficiente da 3ª defasagem de fl na equação de retorno à vista

phi(4) = avista_!i.c(9) ‘ coeficiente da 4ª defasagem de fl na equação de retorno à vista

phi(5) = futuro_!i.c(6) ‘ coeficiente da 1ª defasagem de fl na equação de retorno futuro

phi(6) = futuro_!i.c(7) ‘ coeficiente da 2ª defasagem de fl na equação de retorno futuro

phi(7) = futuro_!i.c(8) ‘ coeficiente da 3ª defasagem de fl na equação de retorno futuro

phi(8) = futuro_!i.c(9) ‘ coeficiente da 4ª defasagem de fl na equação de retorno futuro

coef(2) gamma

gamma(1) = avista_!i.c(10) ‘ coeficiente do termo de correção de erros na equação de retorno à vista

gamma(2) = futuro_!i.c(10) ‘ coeficiente do termo de correção de erros na equação de retorno futuro

‘ declaração dos coeficientes do modelo GARCH bivariado (BEKK diagonal)

coef(3) omega

‘ coeficientes omega

omega(1)=(avista_!i.c(7))^.5

omega(2)=0

omega(3)=(futuro_!i.c(7))^.5

coef(2) alpha

‘ coeficientes alpha

alpha(1) = (avista_!i.c(8))^.5

alpha(2) = (futuro_!i.c(8))^.5

coef(2) beta

‘ coeficientes beta

beta(1)=(avista_!i.c(9))^.5

beta(2)=(futuro_!i.c(9))^.5

' definição da constante de ajuste para o log de verossimilhança

!mlog2pi = 2*log(2*@acos(-1))

' definindo a var-cov da amostra na equação de futuro como valores iniciais

' da matriz de covariância

```
series cov_y1y2 = @cov(y1-const(1), y2-const(2))
series var_y1 = @var(y1)
series var_y2 = @var(y2)
```

```
series sqres1 = (y1-const(1))^2 ' cria série do quadrado dos resíduos da equação à vista
series sqres2 = (y2-const(2))^2 ' cria série do quadrado dos resíduos da equação futuro
series res1res2 = (y1-const(1))*(y2-const(2)) ' cria série do produto dos resíduos da
' equação à vista com a equação futuro
```

' Início do processo para calculo da log verossimilhança para bv_garch

' 1) cria-se um objeto log likelihood (L.O.) denominado bvgarch_li

' 2) especifica um modelo log de verossimilhança pela função "append"

```
logl bvgarch_li ' declara o objeto
bvgarch_li.append @logl logl ' associa a função
bvgarch_li.append sqres1 = (y1-const(1))^2 ' associa as séries
bvgarch_li.append sqres2 = (y2-const(2))^2
bvgarch_li.append res1res2 = (y1-const(1))*(y2-const(2))
```

' calcula as séries de variância e covariância segundo o modelo BEKK diagonal

```
bvgarch_li.append var_y1 = omega(1)^2 + beta(1)^2*var_y1(-1) + alpha(1)^2*sqres1(-1)
bvgarch_li.append var_y2 = omega(3)^2 + omega(2)^2 + beta(2)^2*var_y2(-1) +
alpha(2)^2*sqres2(-1)
bvgarch_li.append cov_y1y2 = omega(1)*omega(2) + beta(2)*beta(1)*cov_y1y2(-1) +
alpha(2)*alpha(1)*res1res2(-1)
```

' calcula o determinante da matriz de covariâncias

```
bvgarch_li.append deth = var_y1*var_y2 - cov_y1y2^2
```

' inverte os elementos da matriz de covariâncias e divide pelo seu determinante

```
bvgarch_li.append invh1 = var_y2/deth
bvgarch_li.append invh3 = var_y1/deth
bvgarch_li.append invh2 = -cov_y1y2/deth
```

' define a série de log-verossimilhança a ser maximizada segundo o modelo definido

```
bvgarch_li.append logl = -0.5*(!mlog2pi +
(invh1*sqres1+2*invh2*res1res2+invh3*sqres2) + log(deth))
```

' ajusta a amostra para o tamanho da série futuro (s1)

```
smpl s1
```

```

' Estima o modelo

    bvgarch_!i.ml(showopts,b,m=100, c=1e-5)

' calcula as razões de hedge e armazena nas matrizes
    mat_beta_bv1(!i,1)=!i      ' índice para informar qual iteração a que os dados se referem
    mat_beta_bv2(!i,2)=var_y1(!ssize+!i-1)    ' variância do câmbio à vista
    mat_beta_bv2(!i,3)=var_y2(!ssize+!i-1)    ' variância do câmbio futuro
    mat_beta_bv2(!i,4)=cov_y1y2(!ssize+!i-1)  ' covariância entre à vista e futuro
    mat_beta_bv2(!i,5)=(cov_y1y2(!ssize+!i-1))/(var_y2(!ssize+!i-1))    ' beta GARCH

' fim do laço para bv_garch janelado

next

' =====FIM DO JANELAMENTO – MCE-GARCH =====

'                =====FIM DO PROGRAMA=====

```