UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

UM MODELO PARA GERENCIAMENTO DE RISCOS EM
INSTITUIÇÕES NÃO FINANCEIRAS:
APLICAÇÃO AO SETOR DE DISTRIBUIÇÃO DE ENERGIA
ELÉTRICA NO BRASIL

Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

Orientador: Prof. Dr. José Roberto Securato

SÃO PAULO

2004

Prof. Adolfo José Melfi
Reitor Universidade de São Paulo

Prof.^a Dr.^a Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Eduardo Pinheiro Gondim de Vasconcellos
Chefe de Departamento de Administração

Prof. Dr. Isak Kruglianskas
Coordenador do Programa de Pós-graduação em Administração

FERNANDA FINOTTI CORDEIRO PEROBELLI

**UM MODELO PARA GERENCIAMENTO DE RISCOS EM
INSTITUIÇÕES NÃO FINANCEIRAS:
APLICAÇÃO AO SETOR DE DISTRIBUIÇÃO DE ENERGIA
ELÉTRICA NO BRASIL**

Tese apresentada ao Departamento de
Administração da Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da Universidade
de São Paulo como requisito para obtenção do
título de Doutor em Administração

Orientador: Prof. Dr. José Roberto Securato

SÃO PAULO

2004

Tese defendida e aprovada no Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Administração, pela seguinte banca examinadora:

Perobelli, Fernanda Finotti Cordeiro

Um modelo para gerenciamento de riscos em instituições não financeiras: aplicação ao setor de distribuição de energia elétrica no Brasil / Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli. -- São Paulo, 2004.

160 f.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2004

Bibliografia.

1. Administração de risco 2. Empresas de energia elétrica I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP II. Título.

CDD – 658.155

**A meu marido Fernando, companheiro de
todas as horas, e às nossas famílias, que
torceram junto conosco pelo fim deste
trabalho.**

Ao meu orientador, Prof. José Roberto Securato, por ter confiado em meu trabalho desde o primeiro momento. Sem seu apoio, talento para realizar coisas e determinação para abrir caminhos a seus orientandos, esta tese e outros trabalhos que a precederam não seriam possíveis.

Ao Prof. Rubens Famá, por ter me ensinado a ler os clássicos de Finanças, mostrado o valor da pesquisa acadêmica de qualidade e, acima de tudo, por considerar seus alunos “amigos”.

Aos demais professores da FEA-USP, pelos conhecimentos compartilhados. Em especial, agradeço aos mestres incontestes Prof. Eliseu Martins e Prof. José Chiappin, que têm o dom de encantar seus alunos pela paixão com que ensinam.

Ao Prof. Geoffrey J. D. Hewings e Prof. Werner Baer, por terem me acolhido durante o Estágio de Doutorado na University of Illinois.

Aos colegas de Pós-Graduação da FEA-USP, com quem tive a sorte de dividir as dependências do Laboratório de Finanças durante o Doutorado, por terem servido de inspiração para minha vida acadêmica.

Aos estagiários do Laboratório de Finanças, Kelly Kakinami e Eic Ueda, por terem levantado os dados necessários a esta pesquisa. Em especial, agradeço a Murillo de Oliveira, que colocou seu brilhantismo e capacidade de trabalho a serviço desta pesquisa.

Às secretárias do Laboratório de Finanças, que tantas vezes me ajudaram a resolver pequenos problemas e que emprestaram sua alegria ao nosso ambiente de trabalho.

Ao CNPq, pelo financiamento durante o Doutorado, e à CAPES, pelo financiamento do Estágio de Doutorado na University of Illinois.

RESUMO

O gerenciamento de riscos é um assunto que assume, crise após crise, papel relevante no ambiente das instituições não-financeiras. Apesar, entretanto, da importância crescente do assunto, discussões acerca da implementação de um modelo capaz de avaliar os riscos aos quais as empresas estão expostas ainda são incipientes. Considerando a existência desta lacuna e a importância do tema para as empresas, este estudo propõe a construção de um modelo teórico para mensuração do fluxo de caixa em risco e o aplica a empresas pertencentes ao setor de distribuição de energia elétrica no Brasil. Tal modelo deve ser capaz de informar a probabilidade de uma empresa não dispor de recursos para honrar seus compromissos em determinada data de pagamento futura, ou vértices do fluxo.

ABSTRACT

Risk management becomes, crisis after crisis, a widely discussed topic in the non-financial institutions environment. Besides its importance to those institutions, discussions on models capable of evaluating risks faced by companies are still premature. Considering this lack and the theme's importance to non-financial institutions, this work proposes a theoretical model, which aims to measure firms' cash flow-at-risk. Afterwards, the proposed model is applied and tested in Brazilian Electric Sector companies. Such a model may be able to return the probability that a company faces a financial distress, for not being able to make due payments in the set dates.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1: Fluxo de Caixa Livre	72
Figura 1: Modelo Teórico Esquemático.....	89
Gráfico 1: Séries Originais – SELIC.....	121
Gráfico 2: Séries Originais – IGPM.....	121
Gráfico 3: Séries Originais – PTAX.....	121
Gráfico 4: Séries Originais – CBOND.....	121
Gráfico 5: Séries Originais – PRODIND.....	121
Gráfico 6: Resíduos da Equação da Variável Original – SELICHAT.....	123
Gráfico 7: Resíduos da Equação da Variável Original – IGPMHAT.....	123
Gráfico 8: Resíduos da Equação da Variável Original – PTAXHAT.....	124
Gráfico 9: Valores Reais <i>versus</i> Valores Estimados para os Fatores de Risco Macroeconômicos – SELIC.....	130
Gráfico 10: Valores Reais <i>versus</i> Valores Estimados para os Fatores de Risco Macroeconômicos – IGPM.....	130
Gráfico 11: Valores Reais <i>versus</i> Valores Estimados para os Fatores de Risco Macroeconômicos – PTAX.....	131
Gráfico 12: Valores Reais <i>versus</i> Valores Estimados para os Fatores de Risco Macroeconômicos – CBOND.....	131
Gráfico 13: Valores Reais <i>versus</i> Valores Estimados para os Fatores de Risco Macroeconômicos – PRODIND.....	132
Gráfico 14: Resíduos da Previsão Estática, 1 passo à frente, do VARM com 3 lags – SELICRES.....	132
Gráfico 15: Resíduos da Previsão Estática, 1 passo à frente, do VARM com 3 lags – IGPMRES.....	132
Gráfico 16: Resíduos da Previsão Estática, 1 passo à frente, do VARM com 3 lags – PTAXRES.....	133
Gráfico 17: Resíduos da Previsão Estática, 1 passo à frente, do VARM com 3 lags – CBONDRES.....	133
Gráfico 18: Resíduos da Previsão Estática, 1 passo à frente, do VARM com 3 lags – PRODINDRES.....	133
Gráfico 19: Resíduos da Previsão Estática, 2 passos à frente, do VARM com 3 lags – SELICRES2.....	134
Gráfico 20: Resíduos da Previsão Estática, 2 passos à frente, do VARM com 3 lags – IGPMRES2.....	134
Gráfico 21: Resíduos da Previsão Estática, 2 passos à frente, do VARM com 3 lags – PTAXRES2.....	134
Gráfico 22: Resíduos da Previsão Estática, 2 passos à frente, do VARM com 3 lags – PRODINDRES2.....	134
Gráfico 23: Resíduos da Previsão Estática, 2 passos à frente, do VARM com 3 lags – CBONDRES2.....	134
Gráfico 24: Fluxos de Caixa do 1º e 2º Trimestres de 2003.....	136

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Amostra de Empresas.....	109
Tabela 2: Resultados “Receita Bruta”.....	117
Tabela 3: Resultados “Despesas Operacionais”.....	118
Tabela 4: Resultados “Despesas Financeiras”.....	119
Tabela 5: Estimação para SELIC.....	122
Tabela 6: Estimação para IGPM.....	122
Tabela 7: Estimação para PTAX.....	123
Tabela 8: Teste para SELICHAT.....	124
Tabela 9: Teste para IGPMHAT.....	125
Tabela 10: Teste para PTAXHAT.....	125
Tabela 11: Teste para CBOND.....	126
Tabela 12: Teste para PRODIND.....	126
Tabela 13: Testes de Granger Causalidade.....	128
Tabela 14: Comparação de VARM Irrestrito.....	129
Tabela 15: Resultados do Modelo Empírico.....	137

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1: INTRODUÇÃO	1
1.1 – Situação Problema	1
1.2 – Objetivo do trabalho	5
1.3 – Justificativa do trabalho	5
1.3.1 - O Gerenciamento de Riscos como Mecanismo de Governança Corporativa	6
1.3.2 - O Gerenciamento de Riscos como <i>driver</i> de valor para as empresas	11
1.4 – Metodologia de Pesquisa	18
1.5 – Descrição dos Capítulos	19
CAPÍTULO 2: OS PRINCIPAIS MODELOS PARA GERENCIAMENTO DE RISCOS EM INSTITUIÇÕES NÃO FINANCEIRAS	20
2.1 – Os Riscos Corporativos e as Tentativas Incipientes de Medição da Exposição da Empresa a Eles	20
2.2 – O Fluxo de Caixa em Risco e os Modelos de Hyat e Song (1995) e de Stulz e Williamson (1997) Revisitado	26
2.3 – O Refinamento dos Modelos de Fluxo de Caixa em Risco baseados em Séries de Tempo trazido pelo <i>CorporateMetrics Technical Document</i> (1999)	33
2.3.1 – Detalhamento Econométrico apresentado no <i>LongRun Technical Document</i> (1999)	38
2.4 – O Modelo baseado em Empresas Comparáveis da NERA Consulting (2000)	61
2.5- Os Sistemas de Controle de Riscos Corporativos desenvolvidos no Mercado Brasileiro	66
CAPÍTULO 3: UM MODELO PARA GERENCIAMENTO DE RISCO EM INSTITUIÇÕES NÃO-FINANCEIRAS	70
3.1 – As Variáveis do Modelo, seus Vértices de Medição e Horizonte de Previsão	71
3.2 – Identificação dos Fatores de Risco Macroeconômicos e Próprios Relevantes	74
3.3 – Tratamento dos Fatores de Risco Próprios e Estimação do Comportamento Médio Esperado dos Fatores de Risco Macroeconômicos	79
3.3.1 – Testes de Raiz Unitária com consideração de Quebras Estruturais	83
3.3.2 – Testes de Granger Causalidade	85
3.4 – Simulação de Cenários para os Fatores de Risco Macroeconômicos	86
3.5 – Determinação da Estatística de Interesse	88
CAPÍTULO 4: APLICAÇÃO DO MODELO PROPOSTO AO SETOR DE DISTRIBUIÇÃO DE ENERGIA ELÉTRICA BRASILEIRO	90
4.1 - Panorama Geral do Setor de Energia Elétrica Brasileiro	90
4.2 – Aplicação do Modelo Proposto às Distribuidoras de Energia Elétrica Brasileiras	107
4.2.1 – Amostra de Trabalho e Dados Coletados	108
4.2.2 – Determinação do Fluxo de Caixa Livre de cada Empresa i , na data j	112
4.2.3 – Escolha dos Candidatos a Fatores de Risco	113

4.2.4 – Identificação dos Fatores de Risco Relevantes: Estimação em Paineis	115
4.2.5 – Estimação do Comportamento Médio Esperado dos Fatores de Risco Macroeconômicos: Vetores Autorregressivos Irrestritos	119
4.2.6 – Resultados do Modelo Empírico	135
CAPÍTULO 5: CONSIDERAÇÕES FINAIS	138
BIBLIOGRAFIA	141

CAPÍTULO 1: INTRODUÇÃO

1.1 – Situação Problema

O gerenciamento de riscos é um assunto que assume, crise após crise, papel relevante e definitivo no ambiente das instituições financeiras. Mais recentemente, entretanto, o assunto vem ganhando espaço também no âmbito de instituições não-financeiras. Entre os aspectos que contribuem para tal, destaca-se o aumento da interdependência e da volatilidade nos mercados nos quais as empresas atuam, a adoção por órgãos reguladores de normas com o objetivo de minimizar perdas aos investidores – detentores de títulos emitidos por estas empresas (ações ou *bonds*) – e a percepção por parte destes investidores de que os indicadores comumente utilizados para avaliar empresas não são suficientes para identificar potenciais situações de estresse *ex ante* (Castro, 2002).

Especificamente em relação ao caso brasileiro, Castro (2002) destaca que a estabilização econômica obtida a partir de 1994, que possibilitou o planejamento de longo prazo, e a abertura econômica, que propiciou a inserção de forma mais ampla das empresas brasileiras no contexto internacional – ao mesmo tempo em que as expunha a novas fontes de risco – são fatores que colaboram para a necessidade de se desenvolver um controle eficaz de riscos dentro das empresas. Recentemente, a Comissão de Valores Mobiliários (CVM), através do Ofício Circular 01/2002 de 14 de janeiro de 2002, reforçou a necessidade de se divulgar os riscos incorridos pelas empresas em seus demonstrativos financeiros:

“A nota explicativa para instrumentos financeiros deve conter, de modo integrado, uma descrição qualitativa dos fatores de risco de mercado que afetam os negócios de uma companhia aberta (risco de preços de suas mercadorias, risco de taxa de juros, risco de taxa de câmbio, risco de crédito, risco inflacionário, risco de liquidez etc.) e,

como a informação mais relevante, a estratégia adotada pela administração da companhia para gestão destes riscos e em que contexto estão inseridos os instrumentos financeiros.”

No mercado americano, de acordo com matéria publicada pelo jornal Valor Econômico, de 08/04/2003, novas regras sobre o assunto já foram implementadas. Por exigência da *Securities and Exchange Commission* (SEC), indicadores de controle de risco são divulgados trimestralmente para os acionistas das companhias abertas americanas. Seguindo a tendência, espera-se que no Brasil tais indicadores também passem a ser divulgados, mostrando, principalmente, o impacto de mudanças em variáveis como câmbio e preços de *commodities* sobre o resultado das companhias. De acordo com Eduarda de La Rocque, diretora da consultoria brasileira RiskControl – em entrevista ao site www.listaderiscos.com.br, em 10/09/2003 – muitas empresas já fazem acompanhamento de risco no Brasil, mas as informações acabam não sendo compartilhadas com todos os acionistas. Em geral, são do conhecimento apenas dos gestores e, na melhor das hipóteses, dos controladores. Nos próximos anos, entretanto, os controles de risco devem ganhar transparência também para os investidores finais no mercado brasileiro.

Dentre os benefícios advindos da implantação do gerenciamento de riscos no âmbito das instituições não-financeiras, destaca-se, como os mais diretos, o controle dos fluxos de caixa necessários aos investimentos programados (Froot, Scharfstein e Stein, 1994), a redução da volatilidade destes fluxos e, conseqüentemente, da probabilidade da empresa deixar de honrar compromissos futuros. Benefícios adicionais incluem o aumento da transparência aos investidores, a possibilidade da empresa ter seu *rating* elevado pelo controle da volatilidade dos fluxos – sendo os resultados advindos deste controle, *per se*, um importante insumo

quantitativo para os sistemas de avaliação das agências da classificação – a rápida assimilação de novas fontes de riscos pelos gestores e, especificamente no caso brasileiro, a adequação antecipada da empresa à regulação.

A despeito, no entanto, da importância do assunto ora tratado, discussões acerca de sua implementação são ainda incipientes. Artigo recente da RiskControl (2002) apresenta a cronologia do gerenciamento de riscos corporativos, fazendo um contraponto interessante entre esta forma de gerenciamento e o gerenciamento de riscos de mercado em instituições financeiras. Segundo esse artigo, o uso de sistemas quantitativos para medição de riscos de mercado começou a se difundir entre instituições financeiras a partir de 1994, com o lançamento pelo JP Morgan do documento *RiskMetrics* que trazia, entre outras coisas, a metodologia de cálculo do Value-at-risk (VaR). Dois anos, entretanto, se passaram até que a SEC – por pressões de órgãos reguladores como o *Group of Ten Central Bankers*, *Federal Reserve Bank of New York*, *Basle Committee* e *Technical Committee of IOSCO*, e de entidades privadas, como o *Group of Thirty* e o *Financial Executives Institute* – propusesse, em 28 de dezembro de 1995, uma regra¹ que exigia das companhias americanas informações quantitativas sobre riscos de mercado (Linsmeier e Pearson, 1997). A finalização do *Market Risk Disclosure Rules*, documento que obrigava instituições não-financeiras a prestarem informações quantitativas e qualitativas a respeito dos riscos de mercado a que estavam expostas, ocorreu apenas em 1997.

¹ “Proposed Amendments to Require Disclosure of Accounting Policies for Derivative Financial Instruments and Derivative Commodity Instruments and Disclosure of Qualitative and Quantitative Information About Market Risk Inherent in Derivative Financial Instruments, Other Financial Instruments, and Derivative Commodity Instruments” (SEC - 28 de Dezembro, 1995).

Tal regulação, aliada a um cenário de volatilidade crescente – Crise Asiática em outubro de 1997 e Crise Russa em agosto de 1998 – serviu como incentivo para que muitas empresas americanas passassem a tentar adaptar o instrumento de controle de riscos até então utilizado apenas por instituições financeiras (VaR) às suas necessidades.

Contudo, apesar de simples, intuitivo e amplamente aceito pelo mercado e pelas instituições reguladoras, tentativas mais robustas de adaptação do VaR ao ambiente corporativo foram revelando certas deficiências desta medida, em relação ao controle de todos os riscos a que estão expostas empresas não-financeiras. Tais deficiências fizeram com que novas medidas de risco fossem ganhando espaço – entre elas o C-FaR, concebido pelos analistas do *National Economic Research Associates* (NERA) e o CFaR, cuja metodologia está exposta no documento *CorporateMetrics*, desenvolvido pelo *RiskMetrics Group*.

Além das medidas, um conceito que recentemente surgiu com o objetivo de atender às especificidades do ambiente corporativo é o gerenciamento integrado de riscos, ou *Enterprise-Wide Risk Management* (EWRM), que procura observar e controlar de forma conjunta todos os riscos a que a empresa está exposta. Entre as principais vantagens do EWRM, destaca-se a possibilidade de se expressar riscos de natureza diferente de uma mesma forma e a percepção *ex ante* da natureza compensatória ou agregada dos riscos (Castro, 2002).

Apesar desses relevantes avanços na área, as pesquisas desenvolvidas ao longo dos últimos anos ainda não atingiram um grau de consistência satisfatório, o que faz com que, ao contrário do que ocorre atualmente com o gerenciamento dos riscos de mercado em instituições financeiras, ainda não haja consenso sobre o modelo padrão de mensuração integrada dos riscos corporativos.

1.2 – Objetivo do trabalho

Meulbroek (2002) classifica o gerenciamento integrado de riscos corporativos como estratégico e não apenas tático. Por tático, a autora entende o gerenciamento com foco limitado, aquele que geralmente envolve o *hedge* de posições ou outras formas de fixação de valores. Em contraste, o gerenciamento estratégico acessa uma questão mais ampla: como flutuações em variáveis relevantes afetam o valor da empresa via oscilações em seu fluxo de caixa.

Este gerenciamento mais amplo e estratégico dos riscos corporativos constitui também o foco do presente trabalho, que tem como objetivo principal a proposição de um modelo teórico para mensuração do fluxo de caixa em risco das empresas, e sua aplicação empírica a distribuidoras de energia elétrica no Brasil. Tal modelo deve ser capaz de informar a probabilidade de uma empresa não dispor de recursos – ou apresentar fluxo de caixa livre (FCF) negativo – para honrar seus compromissos em determinada data de pagamento futura, ou vértices do fluxo.

1.3 – Justificativa do trabalho

Este trabalho justifica-se pela relevância do tema para as empresas e por considerar que as pesquisas até então desenvolvidas sobre mecanismos de gerenciamento de riscos corporativos ainda não culminaram num modelo único e acabado, havendo espaço, portanto, para novas proposições teóricas.

Por seu turno, a justificativa para o desenvolvimento de tal modelo faz-se à luz de teorias financeiras relevantes, apresentadas a seguir. Apesar de um sistema de gerenciamento de riscos eficiente ser, à primeira vista, uma ferramenta importante no controle da volatilidade de

fluxos, seus benefícios podem estender-se para além do controle de situações de estresse. À luz das teorias ora apresentadas, tal gerenciamento constitui um mecanismo importante na tomada de decisões de investimento e financiamento no âmbito das empresas e na relação dessas com seus *stakeholders*, mesmo em condições normais de mercado.

1.3.1 - O Gerenciamento de Riscos como Mecanismo de Governança Corporativa

Os conflitos de agência são os elementos principais da denominada Visão Contratual de Empresa, desenvolvida por Coase (1937), Jensen e Meckling (1976) e Fama e Jensen (1983 a,b) e surgem quando um gestor vai a mercado levantar os fundos necessários à manutenção da atividade produtiva da empresa, fundos esses que podem ser disponibilizados por novos acionistas ou por credores, dependendo do instrumento de captação utilizado. Da contratação desses fundos surge uma relação relevante para ambas as partes, que não pode ser eliminada: gestores (agentes) necessitam de recursos dos investidores (*principals*) e investidores necessitam da *expertise* dos gestores em gerar retorno sobre o capital investido.

Entretanto, como a propriedade dos recursos, detida pelos investidores, e o controle destes recursos, detido pelos gestores, estão separados, os investidores precisam encontrar formas de garantir que os recursos investidos retornem a eles. Neste contexto, os conflitos de agência derivam das dificuldades que os investidores enfrentam para garantir que seus recursos não serão expropriados ou desperdiçados em projetos não-atrativos, ou seja, que os gestores, sendo indivíduos maximizadores de sua utilidade, não agirão de forma a atender a seus próprios interesses.

A primeira forma de evitar este conflito seria através de contratos firmados entre investidores e gestores que especificassem que destino estes últimos dariam aos recursos levantados e

como os retornos gerados seriam divididos entre as partes envolvidas. Idealmente, estes contratos deveriam ser perfeitos, ou seja, deveriam considerar todas as contingências possíveis de ocorrer após sua assinatura. O problema aqui é a impossibilidade de se prever todas as contingências futuras, o que inviabiliza os contratos perfeitos.

Como não é possível firmar contratos perfeitos, gestores e investidores deveriam alocar entre si direitos residuais de controle, ou seja, direitos de se tomar uma decisão em circunstâncias não previstas pelos contratos. A questão relevante é saber quem deteria tais direitos residuais de controle. Porque os investidores precisam garantir o retorno sobre o capital investido, seria plausível que eles detivessem tal controle, decidindo sempre que fatos inesperados ocorressem. Entretanto, investidores entregam seu capital a gestores exatamente por não possuírem a *expertise* necessária à condução da atividade produtiva. Portanto, em situações emergenciais, espera-se que gestores saibam melhor que os investidores qual decisão tomar.

Como consequência, é de se esperar que sejam os gestores que detenham não apenas o controle discricionário sobre a alocação de capital, mas também os direitos residuais de controle. Diante disso, investidores parecem estar desprotegidos frente aos amplos poderes dos gestores. A situação é ainda mais complicada quando a massa de investidores é pulverizada e composta de investidores pouco informados.

Para tentar contornar essa situação, surgiram os chamados mecanismos de Governança Corporativa – segundo Shleifer e Vishny (1997), instituições legais e econômicas utilizadas no decorrer do processo produtivo de forma a tentar garantir a segurança dos investidores.

Como exemplos de instituições legais de Governança Corporativa, de acordo com os mesmos autores, podem ser citados os contratos de financiamento. Ainda que imperfeitos, tais contratos – firmados entre a empresa e os *principals* – garantem a estes últimos certos direitos: no caso de serem acionistas, o direito sobre os ativos da empresa e o direito de voto na escolha do *board* executivo e em matérias relevantes; no caso de serem credores, o direito de apropriar-se dos colaterais oferecidos e o direito de exigir o cumprimento dos *covenants* fixados na concessão do empréstimo.

É possível, porém, que acionistas e credores, através de vetos em matérias relevantes, ou da prerrogativa de executarem os *covenants* fixados, limitem os poderes do agente, protegendo-se da expropriação de riqueza, mas também reduzindo a lucratividade da empresa e, conseqüentemente, seu valor. Esta redução de valor é classificada por Jensen e Meckling (1976) como um *bonding cost* e constitui um custo de agência relevante.

Caso os mecanismos legais mostrem-se demasiadamente onerosos ou não totalmente eficientes, podem surgir ainda mecanismos econômicos que busquem atenuar os problemas de agência. A concentração do controle acionário é um deles e justificaria a presença dos acionistas majoritários em mercados pouco desenvolvidos em termos de sistemas legais de proteção. Investidores correm menos risco de terem seus recursos expropriados e obtêm maior controle sobre o capital investido detendo grandes blocos de ações com direito a voto.

Entretanto, há também custos advindos dessa ação. O primeiro deles é o risco que os investidores majoritários enfrentam por não diversificarem seus recursos. Ao contrário, sendo acionistas de várias empresas, e aportando em cada uma delas um montante menor de recursos, os riscos de perda seriam diluídos pela diversificação.

O segundo é o custo advindo da expropriação dos credores e dos acionistas minoritários pelos investidores majoritários, que têm mais incentivo que os próprios gestores a investir em projetos mais arriscados, a repassar o risco de falência aos credores e a expropriar riqueza dos acionistas minoritários. Sobre esta assertiva, Black e Scholes (1973) sugerem que o controle das ações de uma empresa alavancada pode ser visto como uma opção de compra detida pelos acionistas. Nesta empresa, os acionistas sempre têm maior interesse de investir em projetos que ofereçam taxas de retorno mais elevadas, ainda que com pouca probabilidade de sucesso. Assim, com a viabilização deste projeto, o acionista embolsa os altos retornos por ele gerados, pagando aos credores apenas os juros e principal devidos. Caso o projeto fracasse, o acionista tem responsabilidade limitada ao capital investido na empresa, repassando para os credores o prejuízo que excede esta responsabilidade. Desta forma, se a empresa não está sujeita a nenhuma restrição quando contrata um empréstimo – como manutenção de colaterais, estabelecimento de *covenants* ou destinação dos recursos captados para um projeto específico – pode expropriar riqueza dos credores empregando os recursos em projetos que tenham maior retorno esperado, o que implica necessariamente em maior risco.

No caso dos acionistas minoritários, a expropriação advém da diferença na valorização das ações do bloco controlador. Enquanto ambos, acionistas controladores e acionistas minoritários, possuem a mesma responsabilidade relativa (proporcional ao montante investido) em um evento de falência, em situações normais de mercado os primeiros recebem mais por suas ações, uma vez que detêm os direitos de controle. Portanto, acionistas controladores têm incentivos extras a investir em projetos que potencializam o retorno esperado da empresa e que são, portanto, mais arriscados. Ao fim e ao cabo, se tudo der errado, todos são igualmente sócios na falência; se tudo der certo, as ações do grupo controlador valorizam-se mais.

É claro que este raciocínio apenas é válido quando credores e acionistas minoritários não possuem acesso a todas as informações da empresa. Caso eles tenham acesso à probabilidade de serem expropriados pelos acionistas majoritários, podem cobrar *yields* mais elevados pelos empréstimos ou estipular cláusulas restritivas que inviabilizem a expropriação. Os custos de agência, no primeiro caso, são representados pela queda no valor de face dos títulos de dívida ou das ações emitidas por empresas com forte concentração acionária. O segundo caso é um mecanismo legal já examinado.

Adicionalmente, investidores majoritários têm maior incentivo a expropriar riqueza dos empregados do que gestores. Sendo expropriados, estes *stakeholders* terão menos incentivos a investir em suas habilidades e potencialidades, empobrecendo o capital humano da empresa e reduzindo sua eficiência. Este é um terceiro custo de agência relacionado à concentração acionária.

Considerando os custos de agência decorrentes dos mecanismos tradicionais levantados, este trabalho defende como mecanismo de Governança Corporativa alternativo o gerenciamento dos riscos enfrentados pela empresa. De acordo com Graham e Rogers (2000) e Smithson e Smith (1999), o gerenciamento de risco é capaz de aliviar o problema da expropriação de riqueza dos credores pelos acionistas, via aumento da previsibilidade sobre os fluxos futuros de caixa, e de reduzir o custo de captação de recursos externos – reduzindo os custos de agência decorrentes da obtenção de dívidas. Bartram (2000) completa afirmando que o gerenciamento de riscos também é capaz de eliminar influências erráticas dos riscos sobre a performance da empresa e, desta forma, permitir que os gestores sejam melhor avaliados pelos acionistas – reduzindo o custo de agência do capital próprio. Idéias semelhantes são

encontradas nos trabalhos de DeMarzo e Duffie (1991) e Breeden e Viswanathan (1998), ambos citados por Graham e Rogers (2000).

Reconhecendo a relevância de tal gerenciamento para a redução dos custos de agência, o Novo Código de Governança Corporativa Brasileiro, lançado em abril de 2003, já traz considerações sobre o assunto:

Item 2.38. “O Conselho de Administração deve assegurar-se de que a Diretoria identifique preventivamente e liste os principais riscos aos quais a organização está exposta, indicando a probabilidade de que eles venham a ocorrer e os custos para preveni-los. Este processo deve estar baseado em práticas sistemáticas de gerenciamento de riscos, aprovadas e revistas regularmente pelo Conselho. O Conselho deve assegurar-se de que os sistemas de informações utilizados pela administração são adequados como forma de identificar e monitorar estes riscos. O Conselho deve, também, satisfazer-se quanto aos planos de ação existentes para a real ocorrência dos riscos.”

1.3.2 - O Gerenciamento de Riscos como *driver* de valor para as empresas

Além de gerar benefícios pelo aumento de transparência aos investidores e pela redução dos custos de agência da dívida e do capital próprio, Lowenkron (2002) defende que o gerenciamento de riscos corporativos ainda é capaz de gerar benefícios pela potencialização do valor da firma.

Segundo Stulz (1996), uma extensão das proposições de Modigliani e Miller (1958, 1959) sugere que, na ausência de imperfeições de mercado, o controle de riscos corporativos não é capaz de agregar nenhum valor à firma.

Considerando-se que a exposição da empresa a certos tipos de riscos, como de flutuações de moedas ou juros, não é capaz de aumentar o risco sistêmico desta empresa, mas apenas o risco diversificável, e que investidores são capazes de diversificar tais riscos de uma maneira não onerosa – comprando ações de empresas em diferentes setores e países, por exemplo – o gerenciamento de risco, e conseqüente redução da volatilidade dos resultados da empresa, não deveria ser capaz de adicionar nenhum valor à empresa pela redução de seu custo de capital. Logo, o conceito de diversificação (Markowitz, 1959) deveria desencorajar empresas a adotar práticas de gerenciamento de riscos.

Todavia, gestores e seus instrumentos de controle podem criar valor aos investidores, se forem capazes de aumentar o valor presente dos fluxos de caixa pós-impostos gerados pela firma, de uma forma que seja inviável para os investidores via mercado (Smithson e Smith, 1999 e Kaen, 2000).

Em outras palavras, o gerenciamento de risco torna-se relevante em mercados onde imperfeições – capazes de alterar o fluxo de caixa das empresas após os impostos – estejam presentes. Tais imperfeições podem ser representadas por:

- 1) custos de falência;
- 2) benefícios advindos da alavancagem;
- 3) progressividade tributária;

- 4) incapacidade dos investidores de diversificar perfeitamente a um custo mais baixo que o demandado para o gerenciamento de riscos – caso em que se enquadram acionistas de empresas de capital fechado, fornecedores, clientes, principalmente se a empresa produz produtos singulares, e empregados.

Além dos custos de agência já mencionados, a existência de custos de falência – que, de acordo com Jensen e Meckling (1976) seriam também classificados como um custo de agência relacionado à obtenção de dívidas – também justificaria a adoção de um sistema de gerenciamento de riscos. É possível argumentar que, a despeito de acionistas que diversificam seus portfólios não estarem preocupados com mudanças pontuais nos fluxos de caixa de uma empresa, a possibilidade desta empresa enfrentar sérias dificuldades financeiras traz consigo custos diretos e indiretos (Froot, Scharfstein e Stein, 1994).

Custos de falência indiretos – considerados por muitos autores mais relevantes que os custos diretos – incluem a redução do valor dos ativos intangíveis detidos pela empresa e o não-investimento em projetos economicamente viáveis, ou sub-investimento, como sugerem Myers (1977) e Myers e Majluf (1984). O sub-investimento ocorre quando o aumento do valor da dívida contratada é superior ao valor incremental gerado pelo projeto, desestimulando o investimento. Este problema ocorre especialmente em indústrias com alto potencial de crescimento – vistas como potenciais expropriadoras dos credores de acordo com McConnell e Servaes (1995). Entretanto, segundo Bessembinder (1991), citado por Graham e Rogers (2000), se a empresa mostra-se comprometida com o gerenciamento de riscos, o problema de sub-investimento é atenuado, uma vez que o valor da dívida torna-se menos sensível ao investimento incremental.

Adicionalmente, Lewent e Kearney (1990) e Froot, Scharfstein e Stein (1994) argumentam que o problema do sub-investimento pode ser também atenuado – via gerenciamento de riscos – pelo aumento da habilidade da empresa em gerar os recursos necessários à execução dos projetos internamente, através do controle da variabilidade dos fluxos de caixa.

Tufano (1999), entretanto, chama a atenção para os custos de agência associados à decisão de recorrer apenas ao financiamento interno, enfatizando que esta decisão elimina a disciplina oferecida pelo financiamento externo. Segundo este autor, o gerenciamento de riscos e o maior controle sobre os recursos gerados internamente podem levar gerentes a investir em “*pet projects*”, ou seja, projetos com valor presente líquido negativo mas que atendam a interesses pessoais dos agentes. Porém, considerando-se que a necessidade de financiamento externo não será totalmente eliminada mas apenas reduzida pelo controle do fluxo de recursos gerados internamente, este argumento não parece suficiente para inviabilizar a prática do gerenciamento.

O controle dos fluxos gerados internamente também é importante, conforme destacam Shapiro e Titman (1999), para assegurar que a empresa não terá dificuldades em manter seus programas de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), gastos com propaganda e necessidades de capital de giro, basicamente financiamento de clientes e estoques.

Já os custos diretos de falência são considerados possíveis indutores de variações no valor da empresa, reduzindo-o, porque seus fluxos operacionais, em um evento de falência, passam a ser divididos não apenas entre acionistas e credores, mas adicionalmente com terceiras partes – advogados, tribunais, etc. Estes custos com terceiras partes são deduzidos do valor dos ativos líquidos da empresa e representam um “peso morto”.

Conseqüentemente, se os investidores enxergam a probabilidade de falência como algo tangível, estes custos estarão embutidos no valor da empresa. O mesmo raciocínio pode ser estendido para empregados, consumidores e fornecedores. Tomando-se como premissa que tais *stakeholders* são avessos ao risco e, portanto, exigem retornos proporcionais ao nível de risco incorrido, caso a probabilidade de *default* seja elevada, empregados exigirão maiores salários ou empreenderão menores esforços no trabalho; fornecedores evitarão estabelecer contratos de longo prazo; credores exigirão maiores taxas e menos flexibilidade nos pagamentos e clientes evitarão comprar produtos, receosos de serem deixados sem assistência pós-venda (Shapiro e Titman, 1999). Este último efeito tende a ser agravado em empresas que comercializam produtos altamente singulares.

O gerenciamento de riscos, se capaz de controlar a probabilidade de falência, faria com que tais custos fossem eliminados do valor presente da empresa, aumentando seu valor de mercado no montante igual aos custos de falência multiplicados pela probabilidade de falência.

Uma vez que a probabilidade de *default* eleva-se com a elevação do percentual de endividamento, a princípio pode-se pensar que apenas empresas endividadas teriam incentivo a empreender o gerenciamento de riscos. Entretanto, apesar do gerenciamento de riscos parecer sem *appeal* para a empresa pouco endividada, dada sua atual estrutura de capital, tal gerenciamento pode ser considerado um catalizador para a substituição de capital próprio, mais oneroso, por dívida.

Ou seja, se o gerenciamento é capaz de reduzir a probabilidade de falência, tal prática permitiria às empresas elevar seu endividamento sem incremento nos custos de falência

associados, trocando capital próprio por dívida mais barata, e obter benefícios fiscais e maiores retornos aos acionistas pelo uso da alavancagem financeira (Froot, Scharfstein e Stein, 1994, Stulz, 1996, Ross, 1997 e Leland, 1998). Stulz (1996) ressalta que o gerenciamento, ao permitir o aumento do endividamento ao mesmo tempo em que reduz a imprevisibilidade de resultados desfavoráveis, possibilitaria que os investidores continuassem obtendo benefícios pela maior alavancagem, sem incorrer em custos advindos deste benefício – credores cobrariam menos pelos empréstimos, por conhecerem *a priori* as probabilidades associadas aos resultados desfavoráveis.

Além disso, o maior uso de dívidas seria capaz de aumentar a eficiência dos gestores através da chamada disciplina da dívida: enxugamento de liquidez, deixando pouca margem para investimento em projetos com valor presente líquido negativo.

A substituição de capital próprio por dívida teria ainda efeitos sobre a estrutura de controle das empresas e, caso os gestores participem desta estrutura, seria capaz de alinhar melhor os interesses de agentes e acionistas, reduzindo também os custos de agência do capital próprio.

Esta é a segunda imperfeição – benefícios advindos da alavancagem – a justificar a prática do gerenciamento de riscos. Corroboram as proposições apresentadas, os trabalhos de Graham e Rogers (2000) – que encontraram evidências de que o gerenciamento é capaz de reduzir custos de *financial distress* e o sub-investimento, bem como aumentar a capacidade de endividamento das empresas – os trabalhos de Froot, Scharfstein e Stein (1993) – sobre sub-investimento e custos de dificuldades financeiras – e Smith e Stulz (1985), sobre custos de dificuldades financeiras.

A terceira imperfeição de mercado mencionada é a existência de convexidade ou progressividade dos impostos cobrados (Smith e Stulz, 1985 e Smithson e Smith, 1999). Em caso de estrutura tributária linear – taxa marginal constante, independente do nível do lucro tributável – o controle da volatilidade dos fluxos financeiros, e dos lucros, no *bottom-line*, não é capaz de gerar nenhum benefício tributário direto. Mas, se a empresa estiver em um ambiente onde haja progressividade – taxas marginais maiores à medida que os lucros aumentam – então a empresa tem incentivos ao suavizar oscilações nos rendimentos tributáveis.

Os benefícios dessa “suavização” são bem ilustrados por Meulbroek (2002): supondo que a alíquota de imposto para lucros até \$10 milhões seja de 20% e que a alíquota marginal seja 30% para lucros acima deste patamar, uma empresa que registre lucro de \$10 milhões por 2 anos consecutivos será tributada em \$4 milhões. Caso esta empresa enfrente oscilações em seus fluxos e registre um lucro tributável de \$20 milhões no primeiro ano e \$0 no segundo ano, a tributação será de \$5 milhões – considerando taxas de juros iguais a zero. A penalidade pela volatilidade dos fluxos pode ser ainda maior caso a possibilidade da empresa “carregar” créditos fiscais de um exercício para outros seja limitada por questões legais.

Por fim, a quarta imperfeição de mercado a justificar o gerenciamento de riscos possui um caráter diferenciado das demais. Em empresas de capital fechado, os acionistas tendem a ter rendimentos perfeitamente correlacionados aos seus fluxos, inexistindo a diversificação. A ausência de diversificação faz com as taxas de retornos exigidas por esses acionistas compensem o risco total incorrido e não apenas o risco sistêmico (Stulz, 1996), elevando o custo de capital da empresa pela simples impossibilidade de diversificação.

Desta forma, destaca-se a relevância do gerenciamento de riscos corporativos em uma dimensão além do controle da volatilidade dos fluxos de caixa em situações de estresse. Como apresentado, a justificativa para a implantação de um sistema eficaz de gerenciamento de riscos corporativos faz-se também em mercados onde imperfeições – capazes de alterar o fluxo de caixa das empresas após os impostos – estejam presentes. Entre os exemplos de tais imperfeições, sobressaem os custos de agência, os custos de falência, os benefícios advindos da alavancagem, a existência de progressividade tributária e a incapacidade dos investidores de diversificar seus riscos a um custo baixo.

1.4 – Metodologia de Pesquisa

De acordo com taxonomia proposta por Vergara (1997), no presente trabalho emprega-se o seguinte tipo de pesquisa:

I. Quanto aos fins:

- exploratória, por ser empreendida em uma área em que há pouco conhecimento acumulado e sistematizado e que, por sua natureza de sondagem, não comporta hipóteses que, todavia, podem surgir no decorrer ou ao final da pesquisa;
- metodológica, por se fixar no estudo de instrumentos de captação ou manipulação da realidade, estando associada a procedimentos e métodos para se atingir determinado fim;
- intervencionista, por ter como objetivo interpor-se ou interferir na realidade estudada, visando modificá-la.

II. Quanto aos meios:

- em laboratório, por realizar simulações da realidade;

- experimental, por ser uma investigação empírica na qual o pesquisador manipula e controla variáveis independentes e observa as variações que tal manipulação e controle produzem em variáveis dependentes;
- bibliográfica, por realizar estudos sistematizados, desenvolvidos com base no material já desenvolvido sobre o assunto e publicado em livros, revistas, jornais, redes eletrônicas, etc.

1.5 – Descrição dos Capítulos

O trabalho está dividido da seguinte maneira: além desta parte introdutória, o Capítulo 2 exibe uma revisão dos principais modelos desenvolvidos para a implementação do gerenciamento de riscos no âmbito de instituições não financeiras, fazendo uma distinção entre abordagens *bottom-up* – baseadas na observação de uma única empresa ao longo do tempo – e abordagens *top-down* – baseadas na observação de um conjunto de empresas em um dado período. O Capítulo 3 é destinado à proposição de um modelo teórico para mensuração do fluxo de caixa em risco, que deve combinar os principais conceitos observados nos modelos já existentes, de forma a extrair o maior volume de informações possível dos dados históricos disponíveis para o mercado brasileiro. O Capítulo 4 revela uma breve descrição do setor elétrico brasileiro, e a aplicação empírica do modelo proposto às empresas distribuidoras de energia elétrica nele atuantes. Finalmente, o Capítulo 5 apresenta as considerações que podem ser extraídas desta pesquisa.

CAPÍTULO 2: OS PRINCIPAIS MODELOS PARA GERENCIAMENTO DE RISCOS EM INSTITUIÇÕES NÃO FINANCEIRAS

Este capítulo apresenta as principais proposições metodológicas que tratam da implantação de sistemas de gerenciamento de riscos no âmbito de instituições não financeiras. O objetivo é apresentar o estado da arte de tais sistemas, resumindo os principais conceitos extraídos desde as proposições mais incipientes até os modelos mais completos, onde predominam ora abordagens *bottom-up*, fortemente baseadas na análise de séries de tempo e nas características de uma única empresa, ora *top-down*, baseadas na observação de um conjunto de empresas num dado período. Como subproduto, o capítulo fornece indicações de pontos que podem ser metodologicamente trabalhados, de modo a obter-se um modelo consistente, empiricamente viável e útil para o gerenciamento dos riscos em empresas brasileiras.

2.1 – Os Riscos Corporativos e as Tentativas Incipientes de Medição da Exposição da Empresa a Eles

Há várias classificações para os riscos (ou exposições) enfrentados pelas instituições não-financeiras. Smithson e Smith (1999), por exemplo, acreditam que virtualmente todos os gerentes estariam preocupados com exposições contábeis ou transacionais – aquelas que emergem do comprometimento contratual da empresa com compras e vendas. Além da exposição transacional, há também a exposição de translação, sofrida especialmente por empresas multinacionais ao converterem o valor de ativos externos em moeda local. Há ainda a exposição contingencial, resultante dos efeitos que mudanças de preços podem ter sobre as futuras transações da empresa, e a exposição competitiva, aquela que resulta de efeitos decorrentes de mudanças nos preços sobre o *market-share* da empresa. Esses autores,

entretanto, aglutinam a exposição transacional, contingencial e competitiva em uma única exposição, chamada estratégica.

Esta exposição, única e abrangente, é a que importa para os fins deste trabalho. Uma empresa enfrenta exposição estratégica quando mudanças nas taxas de câmbio, nas taxas de juros e nos preços dos insumos e bens produzidos afetam sua posição na indústria e seus fluxos de caixa esperados, o que, em última instância, considerando o conceito de eficiência de mercado, deve produzir efeitos sobre seu valor de mercado.

De acordo com os autores citados, as empresas americanas começaram a se preocupar seriamente com sua exposição estratégica nos idos de 1970, quando taxas de juros voláteis causaram impactos severos sobre suas receitas. Nessa época, instituições financeiras usavam basicamente medidas como *maturity gap* ou *duration* para avaliar a sensibilidade do valor de seus ativos a mudanças nas taxas de juros. Tais medidas, no entanto, mostraram-se totalmente ineficazes para medir o risco em instituições não-financeiras, bem como sensibilidades a outros fatores de risco, tais como taxas de câmbio e preço dos insumos.

Sem uma medida eficaz para avaliar sua exposição estratégica, as empresas partiram para técnicas de avaliação de fluxos, conhecidas como “*what-if analysis*”. Ao utilizar tal técnica, contudo, o analista enfrentava uma dificuldade primordial: ausência de um volume suficiente de dados e de ferramentas para fazer previsões corretas acerca das vendas e custos sob os diferentes cenários assumidos. Tais análises eram ainda mais complicadas para o analista externo à empresa.

Confrontados com tais dificuldades, os analistas – especialmente os externos – partiram para técnicas de avaliações de ações. O objetivo era extrair medidas de sensibilidade dos fluxos de caixa da empresa a mudanças nos fatores de riscos a partir de oscilações nos preços das ações desta empresa. Um dos *approachs* preferidos para tais avaliações era utilizar regressões estatísticas, tendo como variável dependente as oscilações nos preços das ações da empresa e como variáveis independentes as oscilações em diversos fatores de risco – regressões estas que geravam os “*market models*”, com betas para cada fator de risco. No entanto, para que tal técnica fosse realmente eficaz, algumas premissas básicas eram requeridas: mercados líquidos e eficientes. Portanto, em alguns mercados, as dificuldades de implementação desta técnica revelaram-se ainda mais severas que as enfrentadas pela avaliação de fluxos.

Stulz e Williamson (1997) também classificam os riscos enfrentados pelas empresas em dois tipos: aqueles que afetam unicamente a empresa e aqueles que são compartilhados pelas demais empresas do mercado. Como exemplos de riscos únicos estão os sinistros e o risco de crédito de grandes clientes – ressalta-se que, caso a empresa tenha uma base de clientes pulverizada, o *default* de apenas um deles não representa risco relevante, sendo a real fonte de preocupação o *default* generalizado, cuja probabilidade de ocorrência estará mais correlacionada a mudanças em variáveis macroeconômicas.

Para evitar tais riscos, a única forma eficaz é a obtenção de apólices de seguro – aqui entendidas de forma ampla: como apólices contra sinistros ou contra inadimplência, caso em que estariam enquadrados os derivativos de crédito.

Riscos que afetam todas as empresas são basicamente flutuações em variáveis macroeconômicas, como taxas de câmbio, juros e preços. O tipo de exposição da empresa a

esses fatores depende do tempo da análise. Com horizonte curto, próximo trimestre, por exemplo, a exposição é basicamente contábil, considerando-se que a maioria das transações já está contratada. No longo prazo, a exposição passa a ser competitiva.

Esses autores sugerem medidas de elasticidade para observar oscilações em cada conta componente do fluxo de caixa, decorrentes de oscilações no valor de uma única variável macroeconômica. Para observar os efeitos conjuntos de várias variáveis macroeconômicas, os autores sugerem a obtenção das medidas de sensibilidade em uma regressão multivariada, tendo como variável dependente as oscilações nas contas do fluxo, e onde os efeitos das demais variáveis independentes estejam controlados na obtenção de cada beta (sensibilidade em relação à variável de interesse).

A exposição total do fluxo a cada fator de risco, neste método, será simplesmente o somatório da exposição de cada conta. Por exemplo, para medir o impacto de uma elevação de 1% na taxa de câmbio, basta somar (ou subtrair) as elasticidades de todos os componentes do fluxo a esta variável: elasticidade-câmbio da receita, menos elasticidade-câmbio do custo dos produtos vendidos, menos impostos, menos elasticidade-câmbio do *capital expenditures*, etc., ou os betas encontrados.

Nesta mesma linha, Vermeulen (1994) sugere que a performance de uma empresa é função direta de sua sensibilidade a mudanças inesperadas em determinados fatores de risco. Seu trabalho advoga que a sensibilidade dos resultados da empresa a cada fator é fortemente influenciada por características próprias da empresa e do setor onde esta atua. Por exemplo, a sensibilidade da empresa à taxa de juros depende do nível de endividamento mantido por esta empresa, sendo este proporcional ao endividamento médio do setor. Por esta razão, os *inputs*

no modelo de Vermeulen (1994) para estimação das sensibilidades são as características de N firmas, coletadas durante T anos (abordagem em painel), além dos valores assumidos por diversos fatores de riscos em T anos. A exposição total da empresa, como no estudo anterior, é dada pela multiplicação das sensibilidades a cada característica própria e fator de risco, pelo valor assumido por estas características e fatores. Uma vantagem deste *approach* é que, para analisar a exposição de qualquer empresa similar, mas não pertencente à amostra utilizada para estimação das sensibilidades, basta multiplicar as sensibilidades estimadas pelas características próprias desta empresa. Também como no estudo anterior, a estimação das sensibilidades é feita via regressão multivariada, considerando-se, obviamente, as peculiaridades da estimação em painel.

Esse estudo também sugere, ainda que de forma incipiente, a utilização de cenários, simulações ou previsões econométricas dos fatores de risco para fins de previsão dos fluxos de caixa futuros da empresa e, conseqüentemente, de situações de falência. Baseando-se no modelo de Donaldson (1961), Vermeulen (1994) advoga a utilização das previsões dos fatores de riscos para observação de como os fluxos de caixa da empresa se comportariam sob determinado cenário e, como subproduto, para identificação de quais estados econômicos levariam a situações de falência da empresa.

Tal como Vermeulen (1994) em suas considerações finais, Shapiro e Titman (1999), mais tarde, também ressaltaram a importância de uma análise extensa das exposições da empresa. Esses autores acreditam que o foco principal de tal análise não esteja principalmente em encontrar uma medida da sensibilidade dos fluxos aos fatores de risco, mas sim em controlar a insolvência de caixa, ou seja, a probabilidade da empresa, em decorrência de oscilações nos preços dos fatores de risco, não poder honrar os compromissos assumidos.

Para esses autores, a dificuldade enfrentada pelas empresas em projetar e analisar fluxos de caixa futuros levou à adoção, pelo mercado, de regras de bolso – basicamente tomada de decisões com base em índices de cobertura ou múltiplos. Estas medidas, entretanto, por serem obtidas via dados contábeis e retratarem uma situação estática e não dinâmica, não são capazes de responder à pergunta principal levantada pelos autores: qual a probabilidade de a empresa não dispor de caixa suficiente para honrar seus compromissos futuros?

Também tomando por base o modelo de Donaldson (1961) para avaliação da capacidade de endividamento das empresas, Shapiro e Titman (1999) propõem um modelo de avaliação que:

- 1) identifique os vários fatores de riscos a que a empresa esteja sujeita;
- 2) calcule valores previstos para estes fatores sob diferentes cenários;
- 3) calcule os fluxos de caixa a serem obtidos pela empresa sob os diferentes cenários.

Estes passos originam a distribuição de probabilidades do fluxo de caixa. O modelo proposto pelos autores citados vai além da análise da situação atual da empresa e sugere que, em situações de falta de caixa, sejam considerados cursos de ação alternativos, tais como venda de ativos líquidos, redução dos prazos de financiamento de clientes, adiamento de despesas, bem como as implicações destas ações saneadoras sobre as contas da empresa – principalmente receitas futuras e *market-share*.

Bauman, Saratore e Liddle (1999) sugerem um *framework* parecido ao indicarem, como o primeiro passo para um gerenciamento eficaz, o mapeamento das exposições – ou fatores de risco – a que a empresa esteja sujeita. Coletada essa informação, o passo seguinte é incorporar valores futuros destes fatores, sob diferentes cenários, às previsões de fluxo de caixa operacional. O último passo é estressar os valores assumidos pelos fatores de riscos e observar o efeito deste cenário extremo sobre os fluxos da empresa. Os autores também chamam atenção para a necessidade de tal análise ser periodicamente revista, de modo a incorporar

mudanças nas exposições sofridas pela empresa, em sua situação financeira e patrimonial e em sua posição no mercado.

2.2 – O Fluxo de Caixa em Risco e os Modelos de Hyat e Song (1995) e de Stulz e Williamson (1997) Revisitado

Infelizmente, a despeito da clareza de suas proposições, os trabalhos de Vermeulen (1994), Shapiro e Titman (1999) e Bauman, Saratore e Liddle (1999) não chegam a sugerir um modelo eficaz para implementá-las, tratando a questão apenas de forma geral. Pode-se, no entanto, pensar nos passos sugeridos por estes trabalhos como que derivados da metodologia de cálculo do VaR, onde o portfólio original é “mapeado” para identificação de seus fatores primitivos de riscos; a seguir, as distribuições de preços, ou retornos, de cada fator de risco são escolhidas, entre as estatisticamente conhecidas e a histórica, para a qual uma janela temporal deve ser escolhida. Por fim, tais distribuições devem ser agregadas de forma a medir-se a perda potencial do portfólio. Para tal agregação, utiliza-se a matriz de correlação entre os fatores de risco (VaR paramétrico) ou simulações conjuntas dos choques aleatórios sofridos pelos fatores (Simulação de Monte Carlo).

Entretanto, as semelhanças entre “valor em risco” e “fluxo de caixa em risco” não parecem ir muito além disso. Conforme exposto na Introdução deste trabalho, a aplicação fiel da metodologia do VaR em empresas não se apresenta eficiente. Shimko (1999) confessa ter falhado em suas tentativas de medir o fluxo de caixa em risco a partir da metodologia original do VaR e chama a atenção para as diferenças entre as duas medidas de risco: fluxo de caixa e valor. Antes dele, analistas do JP Morgan e da Arthur Andersen (1997), entre outros, já apontavam os problemas decorrentes da adaptação do VaR ao ambiente corporativo.

Para compreender as incompatibilidades verificadas na utilização do VaR para cálculo do valor em risco corporativo, pode-se imaginar que, no ambiente corporativo, boa parte dos ativos e passivos detidos não são instrumentos líquidos, ou seja, instrumentos que possam ser negociados a qualquer momento no mercado e para os quais seja possível fazer a marcação a mercado. Enquanto, em instituições financeiras, a marcação a mercado dos ativos alinha o patrimônio da instituição a seu valor de mercado, a inexistência de um mercado líquido para bens, direitos e obrigações de instituições não-financeiras inviabiliza tal marcação, tornando bastante dispar o valor da empresa do patrimônio mantido por esta.

Culp, Miller e Neves (1999) lembram ainda que uma premissa importante do VaR é que o portfólio avaliado não sofre modificações durante o horizonte de análise, constituindo-se uma premissa factível quando este horizonte é de 1 dia, mas que pode comprometer os resultados caso o período seja estendido para 1 ou 2 anos.

Talvez, no entanto, a principal deficiência verificada na aplicação do VaR em empresas resida no fato de que, para estas, o que realmente importa não são as oscilações diárias no valor de mercado de seus ativos e passivos, mas sim a probabilidade de não disporem de recursos suficientes para honrar seus compromissos em datas futuras, em horizontes longos. Assim, enquanto o VaR tem seu foco em variabilidade do valor da empresa, o CFaR (*cashflow-at-risk* ou fluxo de caixa em risco) se preocupa com a variabilidade de seu fluxo. Apesar de uma variação no fluxo implicar diretamente numa variação do seu valor presente, o CFaR se abstém de considerações acerca da taxa de desconto, dado que se preocupa com o valor futuro do fluxo, nos vértices de pagamento da empresa.

Para entender a diferença conceitual que existe entre valor em risco e fluxo de caixa em risco, vale uma pequena digressão sobre o cálculo do VaR. Para tal, é considerado um portfólio composto por um único ativo: um *zero coupon*, livre de risco de crédito e de liquidez, com prazo de vencimento igual a T meses.

O primeiro passo para medição do VaR é “mapear” esse portfólio, identificando como fator de risco primitivo a taxa de juros de T -meses. Ao “mapear” o portfólio, assume-se que as oscilações em seu valor sejam equivalentes às oscilações nos fatores de risco primitivos, ou seja, como os fatores de risco replicam bastante bem o portfólio original, cria-se um portfólio sintético.

No passo seguinte decide-se que distribuição de probabilidades melhor descreve o comportamento das variações diárias do fator de risco (taxa de T -meses). Caso a distribuição escolhida seja a normal, conhecendo-se apenas o desvio-padrão das variações diárias desta taxa (σ) e assumindo que a média destas variações seja igual a zero, é possível calcular a variação referente ao percentil de 95% ($1,96 \cdot \sigma$), isto é, a variação máxima esperada desta taxa com 95% de confiança, logo, superada apenas em 5% das medições diárias.

Como há apenas um fator de risco de mercado (a taxa de T -meses), as oscilações ocorridas neste fator representam 100% do risco de mercado enfrentado pelo portfólio. Portanto, em termos percentuais, a perda máxima esperada deste portfólio (VaR paramétrico), com 95% de confiança e no horizonte de 1 dia, é exatamente igual à variação máxima esperada da taxa (com 95% de confiança), calculada no passo anterior.

Algumas considerações podem ser extraídas deste exemplo simples. Em primeiro lugar, como bem ressalta Shimko (1999), apesar de um *zero coupon* apresentar valor em risco, ou seja, perda de valor de mercado pela elevação das taxas de desconto, tal título não apresenta fluxo de caixa em risco, já que, por definição, no momento da compra, o investidor sabe exatamente quanto receberá em T meses. Por outro lado, um título pós-fixado não apresenta valor em risco quando vendido ao par e com cupons reajustados pela mesma taxa de desconto, apresentando, entretanto, fluxo de caixa em risco: o investidor não sabe, até o vencimento, o montante a receber.

Segundo, enquanto a metodologia do VaR exige o mapeamento do portfólio e a identificação de um número reduzido de fatores de riscos primitivos que repliquem, de forma linear e determinística, as oscilações no valor de mercado dos ativos originais, identidades semelhantes não são facilmente obtidas para o cálculo do fluxo de caixa em risco. Apesar dos modelos de fluxo de caixa em risco apresentados enfatizarem a necessidade de se identificar as exposições, ou fatores de riscos, mais relevantes da empresa, oscilações nas receitas trimestrais apuradas, ou nos custos trimestrais incorridos, não podem ser normalmente expressos, de forma determinística, em termos destes fatores. Assim, enquanto no modelo apresentado, o valor presente do título era conhecido tão logo houvesse uma estimativa da taxa de juros, a mesma relação não poderia ser estabelecida, por exemplo, entre receitas trimestrais e taxas de câmbio, juros ou preços, mesmo que houvesse uma relação importante entre estas variáveis. No caso do fluxo de caixa em risco, o mais próximo da replicação determinística utilizada pelo VaR possível é via estimação de um modelo estatístico que relacione oscilações nas contas do fluxo a oscilações nos fatores de risco.

Portanto, apesar dos trabalhos analisados sugerirem passos semelhantes aos empregados no cálculo do VaR para o cálculo do fluxo de caixa em risco, um exame mais minucioso revela que as duas medidas são bastante díspares. Enquanto o VaR verifica perdas no valor de mercado do portfólio no curtíssimo prazo (máximo de 10 dias), utilizando uma replicação linear e determinística, o fluxo de caixa em risco busca identificar a probabilidade da empresa não dispor de recursos suficientes para honrar seus compromissos em uma data futura – próximos trimestres, no horizonte de 2 anos, por exemplo – baseando-se em relações estatísticas entre as variáveis.

Provavelmente, um dos trabalhos pioneiros no cálculo detalhado do fluxo de caixa em risco foi o desenvolvido por Hayt e Song (1995), que propõe uma medida de sensibilidade dos fluxos de caixa a fatores de risco. Tal medida busca relacionar a probabilidade da empresa atingir um certo nível de fluxo de caixa – que a impeça de honrar seus compromissos e programações de investimentos – a mudanças em preços financeiros em um certo período de tempo.

Ao contrário dos estudos anteriores, Hayt e Song (1995) trabalham sobre um modelo detalhado de captura das oscilações temporais das variáveis econômicas sobre as contas que integram o fluxo. O ponto de partida sugerido pelos autores é o *budget plan* elaborado pela empresa, a partir do qual é possível extrair informações relevantes como tendências do mercado consumidor e do mercado fornecedor, pagamentos programados de dívida e *leasing*, investimentos, entre outros. Além dessas informações estratégicas, são obviamente relevantes informações contábeis, que permitam ao pesquisador traçar relações entre as oscilações nas contas do fluxo (receitas, custos, despesas) e oscilações em variáveis macroeconômicas. Para tal, os autores sugerem o uso de regressões, para determinações das relações, e de simulações

de choques sobre os valores das variáveis independentes, que permitam o acesso à função densidade probabilidade do fluxo de caixa.

As relações mais diretas e fáceis de serem calculadas são aquelas expressas em contratos: impactos sobre o volume de recebíveis, insumos adquiridos, dívida contratada, bem como outros itens em moeda estrangeira, de oscilações na taxa de câmbio, etc. Um segundo tipo de relação, mais difícil de ser estimada, é aquela que explora exposições competitivas, ou seja, como a quantidade de produtos vendidos ou o volume de insumos comprados oscila em decorrência de mudanças nos preços correlatos. Este tipo de relação deve observar tanto mudanças no valor financeiro, quanto na quantidade ofertada e demandada.

Para implementação do modelo, o primeiro passo é estimar as equações que determinam quais variáveis macroeconômicas (juros, câmbio, preços, etc.) influenciam cada conta do fluxo (receitas, custos, despesas). Além de obter coeficientes entre as contas do fluxo e as variáveis macroeconômicas, é preciso também escolher relações que alinhem as oscilações entre estas últimas, de modo que relações econômicas importantes não sejam infringidas. Desse modo, se houver uma desvalorização cambial, é bem provável que outras variáveis macroeconômicas (por exemplo, inflação) respondam a esta mudança, já que o mundo não trabalha sob a premissa de *coeteris paribus*. Estas relações podem ser extraídas da literatura econômica ou estimadas empiricamente.

Conhecendo os dois conjuntos de relações, os autores extrapolam o passado ao sugerir a simulação dos choques aleatórios das equações estimadas. Neste passo, simulam-se choques aleatórios conjuntos sobre as variáveis econômicas e assume-se que o valor estimado de uma variável irá detonar um efeito sobre todas as demais variáveis macroeconômicas que guardem

relação com esta variável. Torna-se possível, portanto, gerar um conjunto de valores para as variáveis macroeconômicas que seja consistente com a realidade. Este conjunto de valores é então inserido nas relações que determinam o comportamento das contas do fluxo de caixa, gerando um valor estimado para o fluxo. Repetindo-se o processo M vezes e carregando os valores para sub-períodos (meses ou trimestres, por exemplo), pode-se acessar a distribuição esperada do fluxo de caixa em t anos, por j sub-períodos.

Um dos benefícios deste modelo é que, conhecendo-se a probabilidade do fluxo de caixa da empresa ser inferior a zero, por exemplo, em um dos sub-períodos analisados, a empresa pode utilizar o modelo estimado para avaliar como alterações nas relações ou nos valores assumidos pelas variáveis podem alterar tal probabilidade. O modelo permite também avaliar a quais variáveis a empresa encontra-se mais exposta.

Para fazer justiça ao trabalho já analisado de Stulz e Williamson (1997), é preciso dizer que esses autores também mencionaram a possibilidade de utilizar-se simulação para a obtenção da função densidade probabilidade dos fluxos, tratando inclusive da questão da dependência dos fluxos nos sub-períodos. A abordagem desses autores, no entanto, difere um pouco da adotada por Hyat e Song (1995). Para considerar os efeitos combinados das variáveis macroeconômicas, ou seja, como estas co-variam ao longo do tempo, os autores sugerem um *approach* em que as equações macroeconômicas são substituídas por um filtro, a matriz de correlação das variáveis macroeconômicas, pelo qual os choques aleatórios simulados devem passar, de modo a manterem a mesma estrutura de correlação observada historicamente. Os processos geradores destas variáveis são assumidos como normalmente distribuídos com média igual à média incondicional e variância igual à variância incondicional.

2.3 – O Refinamento dos Modelos de Fluxo de Caixa em Risco baseados em Séries de Tempo trazido pelo *CorporateMetrics Technical Document* (1999)

O próximo passo relevante para a medição de fluxos de caixa em risco é a elaboração do *CorporateMetrics Technical Document* (RiskMetrics Group, 1999). O foco deste documento está nos potenciais impactos de mudanças de taxas de mercado sobre os resultados financeiros da empresa em um intervalo de tempo t – resultados estes medidos em relação a um *target* previamente definido. É importante notar que a primeira, e única, edição do documento, embora reconheça a importância de fatores de riscos próprios do negócio – variáveis capazes de afetar, por exemplo, a demanda dos produtos ofertados, a oferta dos insumos consumidos e a posição da empresa no mercado – relega sua análise para as empresas interessadas.

As medidas de risco propostas e analisadas pelo *CorporateMetrics* são o Earnings-at-risk (EaR), o Earnings-per-share-at-risk (EPSaR) e o Cashflow-at-risk (CFaR). Para os fins deste trabalho, entretanto, apenas o CFaR será analisado.

Similar aos trabalhos de Hayt e Song (1995) e Stulz e Williamson (1997), os passos sugeridos pelo *CorporateMetrics* – cujo conjunto, denominado *simulation-based approach*, constitui a base metodológica deste trabalho – são:

- 1) escolha da medida (CFaR, EaR ou EPSaR), do horizonte temporal e do intervalo de confiança (determinação do percentil de interesse);
- 2) identificação dos fatores de risco e determinação, via equações contábeis ou relações econométricas, de como as contas componentes do fluxo (ou geradoras da conta lucro, no caso do EaR e do EPSaR) são afetadas por eles. O documento sugere também que, caso a empresa possua um *budget plan* detalhado, os cenários para os fatores de riscos

gerados no passo 4 podem ser inseridos como valores futuros no campo de premissas deste *budget plan*, dando origem a uma distribuição de probabilidades – e não mais a uma estimativa pontual – do fluxo de caixa projetado;

- 3) estimacão econométrica do comportamento dos fatores de risco ao longo do tempo e escolha das distribuições de probabilidades de cada um deles;
- 4) geração de cenários via sorteios sucessivos e indexados no tempo, de valores pertencentes à distribuição escolhida para cada fator de risco, em cada sub-período analisado. Como se percebe, cada cenário é definido por uma sequência temporal de sorteios; portanto, um conjunto de cenários é definido por um conjunto de seqüências temporais de sorteios para os fatores de risco;
- 5) cálculo do fluxo esperado sob cada cenário sorteado;
- 6) gráfico da distribuição empírica dos fluxos estimados e cálculo da estatística de interesse (quantil associado ao percentil escolhido)

Para o passo 3, o *CorporateMetrics* sugere também a utilização de informações de mercado – estimativa de média extraída de preços futuros e de volatilidade de volatilidades implícitas. Entretanto, o documento pontua a inexistência ou iliquidez de certos mercados futuros ou de opções, e também a severidade das premissas assumidas por este método, entre elas eficiência de mercado e utilização de probabilidades risco-neutras nas precificações realizadas no mercado, como fatores que dificultam esta abordagem.

Em relação à estimacão econométrica dos fatores de risco, o documento determina não apenas a construção de um modelo capaz de descrever tão corretamente quanto possível a evolução dos fatores de risco, mas que também seja consistente com teorias econômicas relevantes. Para tal estimacão, o documento sugere a utilização de modelos autorregressivos. A idéia

subjacente a esses modelos é que o valor atual do fator de risco/variável de interesse (V_t) depende das realizações passadas deste fator (V_{t-1} , V_{t-2} , V_{t-3} , ..., V_{t-n}) mais um termo de erro. Entretanto, para que a estimação seja consistente com a realidade e com teorias econômicas relevantes, faz-se necessária a consideração das relações históricas entre os fatores de risco considerados. Portanto, o modelo autorregressivo escolhido deve considerar, além das realizações passadas do fator de risco de interesse, os co-movimentos observados entre este fator e outras variáveis capazes de afetar seu comportamento. Os modelos ideais para tal são os chamados Vetores Autorregressivos (Vector Autoregressive Model ou VAR²), nos quais cada variável depende não só de seus valores passados mas também dos valores passados de todas as outras variáveis do sistema, o que permite a previsão conjunta dos valores futuros dos fatores de risco.

Um modelo simples de vetores autorregressivos seria:

$$\text{Sistema de equações} \quad \begin{cases} x_{1,t} = a_0 + a_1x_{1,t-1} + a_2x_{1,t-2} + a_3x_{2,t-1} + a_4x_{2,t-2} + \epsilon_{1t} \\ x_{2,t} = b_0 + b_1x_{1,t-1} + b_2x_{1,t-2} + b_3x_{2,t-1} + b_4x_{2,t-2} + \epsilon_{2t} \end{cases}$$

Supondo que x_1 seja a taxa de inflação em t e que x_2 seja a taxa de câmbio em t , a estimação via VAR² permite tanto que a estimativa da taxa de inflação quanto a da taxa de câmbio atual dependa não apenas de seus valores passados mas também dos valores assumidos pela outra variável, considerando, dessa forma, as relações históricas existentes entre as duas séries. Os erros aleatórios do modelo (ϵ_{1t} e ϵ_{2t}) são assumidos como correlacionados entre as variáveis/equações mas não autocorrelacionados no tempo.

² A sigla amplamente utilizada para esses modelos é VAR (Vector Autoregressive). Todavia, por sugestão do *LongRun Technical Document* (RiskMetrics Group, 1999), para evitar confusão desta sigla com a sigla VaR (Valor em risco), a letra M – referência a Modelo – será incluída nas menções posteriores a estes modelos.

O detalhamento desta estimação é explicitado no *LongRun Technical Document* (RiskMetrics Group, 1999) e reproduzido no item 2.3.1 do presente trabalho. De acordo com o documento, toda a estimação é baseada em séries de tempo e na premissa de normalidade das variáveis consideradas. O modelo estimado retorna uma previsão da média esperada da variável de interesse (valor previsto para o fator de risco) mas não sua volatilidade ou a estrutura de correlação desta variável com as demais. A matriz de variância-covariância, entretanto, poderá ser estimada utilizando-se os erros gerados pelo modelo.

Com bem sublinham os documentos *CorporateMetrics* e *LongRun*, a estimação conjunta das variáveis de interesse, e de suas inter-relações, muitas vezes é complicada por características comuns das séries de tempo financeiras, tais como ausência de memória e não-estabilidade temporal da média e variância. Grande parte da modelagem de séries temporais é construída em torno de premissas como estacionariedade, o que geralmente exige alguma transformação prévia das séries financeiras.

O *approach* sugerido pelo *CorporateMetrics* para lidar com o problema da não-estacionariedade é:

- 1) trabalhar com primeiras diferenças ao invés da variável no nível (VARM diferenciado ou DVARM) e
- 2) adicionar um modelo de correção de erros na equação do DVARM (ECM), que permita melhor estimar os processos sem memória.

Além da ausência de estacionariedade, outro fato estilizado das séries financeiras e econômicas é a existência de múltiplos regimes ou quebras estruturais na série. Ao longo da série histórica utilizada para estimação e previsão, podem estar incluídas várias mudanças –

políticas macroeconômicas adotadas, ciclos econômicos, etc. – capazes de alterar permanentemente as características (média, variância, etc.) da série temporal analisada. Tais mudanças não devem ser confundidas com instabilidade, mas identificadas como mudanças de regime, ou quebras estruturais, e tratadas separadamente na modelagem.

Ao lado da utilização de informações de mercado e da previsão utilizando modelos econométricos dos fatores de risco, o *CorporateMetrics* sugere o uso de cenários definidos pelos usuários. Estes cenários podem considerar choques extremos em certas variáveis de interesse, ou o consenso de mercado sobre o valor futuro de alguma variável. Entretanto, a consideração de uma estimativa pontual (um cenário), da qual não se conhece a distribuição de probabilidades de onde ela foi retirada, não permite que seja associada uma probabilidade de ocorrência a este cenário nem aos fluxos de caixa dele decorrentes. Trata-se de algo parecido com o *stress test* que, em geral, acompanha as medidas de VaR.

Após implementados os 6 passos recomendados pelo *CorporateMetrics*, torna-se necessário avaliar a eficácia da modelagem empregada. A escolha dos fatores de risco, da relação existente entre estes fatores e as contas do fluxo de caixa da empresa, da sua distribuição de probabilidades, não é única e acabada. Portanto, é importante utilizar-se mecanismos de teste da eficácia do modelo escolhido, que servem também para posteriores refinamentos. Uma forma de empreender tal verificação é através do *backtesting*, que consiste em verificar se o fluxo se comportou como esperado em um determinado período. Um problema desta abordagem em relação ao VaR é a insuficiência de dados para a constituição de dois sub-períodos: um para estimação do modelo e outro para verificação. A seguir, o detalhamento geral da metodologia sugerida pelo *CorporateMetrics* e apresentado no *LongRun*.

2.3.1 – Detalhamento Econométrico apresentado no *LongRun Technical Document* (1999)

Na tentativa de melhor utilizar as informações embutidas nas séries temporais econômico-financeiras, bem como as co-integrações entre elas, o documento *LongRun* sugere a estimação dos fatores de risco via DVARM (VARM diferenciado) com mecanismo de correção de erros (ECM). Segundo esse documento, enquanto o modelo *naive random walk* sem *drift*, sugerido na metodologia *RiskMetrics* para cálculo do VaR, funciona relativamente bem em horizontes de tempo curtos (1 dia), para horizontes mais longos os modelos ora apresentados mostram-se consistentemente mais eficazes.

a) O detalhamento do mecanismo de correção de erros (ECM)

A modelagem de séries não-estacionárias é aprimorada quando há co-integração entre as séries. Hamilton (1994) destaca que, simplesmente diferenciar uma série não-estacionária quando ela co-integra, no nível, com outra série também não-estacionária, leva à omissão de variáveis do modelo. A existência de co-integração indica que há uma força de equilíbrio capaz de evitar que estas séries adotem um comportamento explosivo no longo prazo. Assim, mesmo que uma série apresente um comportamento não-estacionário no curto prazo, caso esta série seja co-integrada a uma outra, também não-estacionária de mesma ordem (mesmo número de raízes unitárias), é possível utilizar a estabilidade de longo prazo dos co-movimentos entre as séries para fins de modelagem e previsão. Os co-movimentos (ou co-integração) geram um mecanismo de correção de erros (ECM) ou dos desvios aleatórios de curto prazo, que deve ser incluído na estimação.

Para fins de ilustração, suponha que existam 2 séries financeiras $x_{1,t}$ e $x_{2,t}$ (vetor X_t) bem representadas por *random walks*, isto é, processos estocásticos com realizações independentes

e sem tendência de retorno ao ponto inicial, e, portanto, não-estacionárias. Quando uma série segue um processo desta natureza, a observação de suas realizações passadas não é capaz de revelar nada sobre suas realizações futuras (processo sem memória). Conseqüentemente, quando consideradas isoladamente, ambas as séries revelam-se imprevisíveis (alterações aleatórias nos valores).

$$\begin{cases} x_{1,t} = x_{1,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ x_{2,t} = x_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \end{cases}$$

Entretanto, caso $x_{1,t}$ e $x_{2,t}$ sejam de alguma maneira relacionadas (ou co-integradas), é possível usar tal relação de forma a aprimorar os modelos iniciais (*random walks*). Suponha que, apesar das duas séries apresentarem um comportamento aleatório, há uma força de atração entre as duas capaz de fazer com que as diferenças entre os valores assumidos por ambas sejam estáveis no longo prazo, mesmo havendo desvios de curto prazo. Seja (z_t) a série, estacionária, de diferenças entre os valores assumidos por $x_{1,t}$ e $x_{2,t}$:

$$z_{1,t} = x_{1,t} - x_{2,t}$$

Esta nova variável (z_t) define a combinação linear estacionária entre as duas variáveis, combinação que pode ser representada compactamente pela multiplicação do vetor de co-integração β pelo vetor X_t :

$$\beta = \begin{bmatrix} +1 \\ -1 \end{bmatrix}$$

$$z_t = \beta' X_t$$

Intuitivamente, pode-se pensar na variável (z_t) como um mecanismo de correção do comportamento aleatório das séries, o qual descreve a dinâmica de convergência das duas variáveis no longo prazo. Esse mecanismo é chamado mecanismo de correção de erros (ECM).

Formalmente, os sistemas co-integrados são definidos da seguinte forma (Hamilton, 1994).

Seja um vetor ($n \times 1$) de variáveis (x) no tempo (t):

$$X_t = \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ \dots \\ x_{N,t} \end{bmatrix}$$

O vetor X_t é dito co-integrado, se cada uma das variáveis $x_{n,t}$ (com $n = 1, \dots, N$) a ele pertencentes seguirem um *random walk* (forem processos não estacionários com raiz unitária) e se for possível encontrar combinações lineares entre as variáveis ($z_{i,t} = \beta_{i1}x_{1,t} + \beta_{i2}x_{2,t} + \dots + \beta_{iN}x_{N,t}$) que sejam estacionárias. O vetor $\beta_i = (\beta_{i1}, \beta_{i2}, \beta_{i3}, \dots, \beta_{iN})'$ de ordem ($n \times i$) é o vetor de co-integração.

Como exemplo, seja o vetor:

$$X_t = \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix}$$

onde:

$$x_{1,t} = \beta_{11}x_{2,t} + \varepsilon_{1,t}$$

$$x_{2,t} = x_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

onde $\varepsilon_{1,t}$ e $\varepsilon_{2,t}$ são variáveis aleatórias estacionárias e β_{11} é um parâmetro fixo. Sendo $x_{2,t}$ uma variável que segue um processo *random walk* e que influencia o comportamento de $x_{1,t}$, o vetor X_t é não estacionário. Neste exemplo, a variável z_t será dada por:

$$z_{1,t} = x_{1,t} - \beta_{11}x_{2,t}$$

como $z_{1,t} = \varepsilon_{1,t}$ e $(\varepsilon_{1,t})$ é, por definição, uma variável estacionária, $(z_{1,t})$ é estacionário. Neste caso, tem-se o vetor de co-integração:

$$\beta_1 = (1, -\beta_{11})'$$

O exemplo acima ilustra a existência de $h < n$ vetores de co-integração, onde $h = 1$ indica o número de vetores de co-integração β_1 e também o número de variáveis estacionárias z_i e $n = 2$ indica o número de variáveis originais. O mesmo exemplo indica ainda a existência, em todos os sistemas co-integrados, de choques exógenos, chamados tendências comuns (*common trends*), responsáveis por desviar o sistema de sua condição inicial. Essas tendências, em número igual a $k = (n - h)$, representam os processos *random walks* que não podem ser transformados em processos estacionários via combinações lineares. No exemplo acima, a variável $x_{2,t}$ é a tendência comum do sistema, ou seja, a série que direciona o comportamento das demais.

Conhecendo-se todos os elementos do sistema co-integrado, é possível defini-lo compactamente:

$$\begin{cases} X_t = AV_t + \varepsilon_t \\ V_t = V_{t-1} + e_t \end{cases}$$

onde:

V_t é o vetor ($k \times 1$) de processos *random walks* ou tendências comuns;

e_t é um vetor ($k \times 1$) de erros estacionários (independentes e identicamente distribuídos);

A é uma matriz de parâmetros ($n \times k$) capaz de converter ou mapear os k processos *random walks* V_t , nas n séries não-estacionárias armazenadas em X_t ;

ε_t é o vetor ($n \times 1$) de variáveis estacionárias z_i .

No mesmo exemplo:

$A = (\beta_{11}, 1)'$ tal que:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} \\ 1 \end{bmatrix} x_{2,t} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

Portanto:

$$\beta'A = 0$$

$$\beta'X_t = Z_t = \varepsilon_t.$$

A despeito da eficácia do mecanismo de correção de erro para aprimoramento da previsibilidade das séries financeiras e econômicas, a implementação do *approach* enfrenta alguns desafios. Conforme exposto no documento *LongRun*, os mais importantes são a identificação das combinações entre as variáveis consideradas – identificação da forma funcional e dos coeficientes que determinam as variáveis em Z_t – e da estabilidade destas combinações e de seus coeficientes ao longo do tempo.

b) A consideração na estimação do DVARM (ou VARMA diferenciado) do mecanismo de correção de erros (ECM)

Genericamente, a estimação via VARMA de um vetor n -dimensional X_t (onde n = número de variáveis $x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{N,t}$ que compõem este vetor) é dada por:

$$X_t = \theta D + G_1 X_{t-1} + G_2 X_{t-2} + \dots + G_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. (1)}$$

onde

θ = coeficientes das variáveis determinísticas D ;

$D = [d_1, d_2, \dots, d_f]$ = variáveis determinísticas tais como constante, tendência temporal, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção (*outliers*), *dummies* de quebras estruturais (diferentes regimes), além de outros regressores considerados fixos (não-estocásticos);

G_i (com $i = 1, \dots, p$) = matriz ($n \times n$) de coeficientes das variáveis $x_{n,t}$ (com $n = 1, \dots, N$) até p -defasagens;

ε_t = vetor de erros (independentes no tempo mas correlacionados entre si) normal e identicamente distribuído, com média zero e matriz de covariância Λ_t . Assim, $\varepsilon_t \sim \text{MVN}(0, \Lambda_t)$.

Essa forma geral pode ser aplicada tanto a vetores X_t estacionários quanto não-estacionários; no segundo caso, entretanto, há que se aplicar alguma transformação sobre as variáveis $x_{n,t}$ originais de forma a tratar a questão da não estacionariedade. Caso as séries originais possuam raiz unitária no nível, a retirada da primeira diferença pode torná-las estacionárias:

$$\Delta X_t = \theta D + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. (2)}$$

onde $\Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$, $\Delta X_{t-1} = (X_{t-1} - X_{t-2})$, ..., $\Delta X_{t-p+1} = (X_{t-p+1} - X_{t-p})$

Se, além de não-estacionárias, as séries $(x_{n,t})$ forem também co-integradas de tal forma que haja $0 \leq h \leq n$ vetores de co-integração, então o modelo pode ser aprimorado pela consideração dos mecanismos de correção de erros (ECM):

$$\Delta X_t = \theta D + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. (3)}$$

onde:

$$\Pi = \alpha \beta'$$

$\beta' = (h \times n)$ vetor de co-integração que transforma as variáveis originais em variáveis estacionárias ($Z_{t-1} = \beta' X_{t-1}$);

α = parâmetros de ajuste da convergência de longo prazo, aplicados sobre a última relação observada entre as séries co-integradas (Z_{t-1});

Ou simplesmente:

$$\Delta X_t = \theta D + \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. (4)}$$

Essa equação indica que a variação esperada para o período t é igual a uma constante (θD), mais os desvios do equilíbrio de longo prazo (αZ_{t-1}), mais as variações observadas nos períodos anteriores ($\Gamma_i \Delta X_{t-i}$), mais um termo de erro aleatório (ε_t).

Para fins de estimação, dois parâmetros precisam ser selecionados: o número de defasagens p relevantes e o número de vetores de co-integração h . Para seleção do número de defasagens p , o *LongRun* sugere a aplicação do critério de AIC na estimação do VARM. Caso o AIC seja minimizado com p defasagens, considera-se $(p-1)$ na estimação. Portanto, a Eq. (4) torna-se:

$$\Delta X_t = \theta D + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Para estimação do número de vetores de co-integração h , Hamilton (1994) sugere o teste de Johansen.

Para estimar os parâmetros θ , Γ_i , α e β , o documento sugere o método de *Full Information Maximum Likelihood* (FIML). Este método permite a previsão conjunta de todas as variáveis $x_{n,t}$ pertencentes ao vetor X_t um período à frente.

Tendo encontrado as estimativas de $\hat{\theta}$, $\hat{\Gamma}_i$, $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$, é possível prever a distribuição do vetor (X_t) j períodos à frente (X_{t+j}), com $j = 1, 2, \dots, J$. Os valores assumidos por j são, geralmente, equivalentes aos vértices do fluxo de caixa – datas de pagamento/recebimento.

Reescrevendo a equação (4) com $p=1$ defasagem:

$$\Delta X_t = \theta D + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(X_t - X_{t-1}) = \theta D + \Gamma_1 (X_{t-1} - X_{t-2}) + \alpha \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$$

E reagrupando:

$$X_t = \theta D + X_{t-1} + \Gamma_1 X_{t-1} - \Gamma_1 X_{t-2} + \alpha \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_t = \theta D + (I + \Gamma_1 + \alpha \beta') X_{t-1} - \Gamma_1 X_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$X_t = \theta D + \Psi X_{t-1} - \Gamma_1 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. (5)}$$

Representando a Eq. (5) compactamente:

$$h_t = Ah_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad \text{Eq. (6)}$$

onde:

$$h_t = \begin{bmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix}, \quad h_{t-1} = \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ 1 \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} \Psi & -\Gamma_1 & \theta \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \text{ e } \tilde{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Tal que:

$$\begin{cases} X_t = \Psi X_{t-1} - \Gamma_1 X_{t-2} + \theta + \varepsilon_t \\ X_{t-1} = X_{t-1} \\ 1 = 1 \end{cases}$$

Para fins de previsão, a partir do tempo t , pode-se reescrever a Eq. (6) como:

$$h_{t+j|t} = A^j h_t + \sum_{i=1}^j A^{j-i} \varepsilon_{t+i}$$

O valor esperado de h_{t+j} , calculado a partir dos dados obtidos até t , será:

$$\hat{h}_{t+j|t} = \hat{A}^j h_t \quad \text{Eq. (7)}$$

E sua matriz de variância-covariância será dada por:

$$\hat{\Lambda}_{t+j|t} = \sum_{i=1}^j (\hat{A}')^{j-i} \hat{\Lambda}_t (\hat{A})^{j-i} \quad \text{Eq. (8)}$$

Pela premissa adotada em relação ao termo aleatório [$\varepsilon_t \sim \text{MVN}(0, \Lambda_t)$], tem-se que a previsão (h_{t+j}) segue uma distribuição normal multivariada, com média dada pela Eq. (7) e variância dada pela Eq. (8):

$$h_{t+j} \sim \text{MVN}(\hat{h}_{t+j|t}, \hat{\Lambda}_{t+j|t})$$

Os valores médios previstos das n variáveis componentes de X_t nos j períodos à frente (X_{t+j}) são dados pelas primeiras n -linhas de $\hat{h}_{t+j|t}$.

Apesar de ser possível empregar diferentes modelagens para diferentes séries de tempo, o documento *LongRun* chama a atenção para os riscos deste procedimento. Um modelo, que considere um número excessivo de variáveis explicativas e que aplique diferentes métodos para diferentes situações, corre o risco de gerar excelentes resultados dentro da amostra mas falhar quando novas observações (fora da amostra) são consideradas, acarretando os conhecidos problemas de *overfitting* ou *data-snooping*. Portanto, a parcimônia sugere que apenas um modelo seja considerado para previsão de todas as séries consideradas. Para decidir sobre o melhor modelo, empregam-se procedimentos de *backtesting*.

O primeiro cuidado a ser tomado para o *backtesting* é trabalhar com duas sub-amostras para cada série: a primeira, chamada *in-sample* ($T_1 = 1, \dots, t$), é utilizada para estimação dos parâmetros. A segunda, chamada *out-of-sample* ($T_2 = t+1, \dots, T$), testa o poder de previsão do modelo: geram-se as previsões a partir do modelo estimado e comparam-se os valores previstos com os valores *out-of-sample*. A partir do momento em que a análise move-se 1 período, ambas as sub-amostras são alteradas (“roladas”) para considerar a nova observação.

Ao final do processo, haverá $T_2 = (T - t)$ resultados de *backtesting* gerados pelas sucessivas rolagens.

c) A identificação e consideração de quebras estruturais (diferentes regimes)

Conforme já mencionado, um fator determinante para a eficácia do modelo escolhido é a identificação e consideração de quebras estruturais (diferentes regimes). O documento *LongRun* enfatiza que as previsões geradas pelo modelo escolhido refletem fortemente as características da série histórica usada para fins de estimação dos parâmetros. Logo, é importante que haja aderência entre o regime sob o qual se gerou os dados *in-sample* e o regime em vigor na sub-amostra *out-of-sample*.

Para identificação dos regimes existentes, o documento *LongRun* sugere o Teste Móvel de Chow. Esse teste é uma aplicação do teste F e verifica a hipótese nula de que o modelo estimado representa bem todos os sub-períodos pertencentes à amostra total. A estatística de teste é dada por:

$$\lambda_t = \frac{[SSR_T - (SSR_1 + SSR_2)]/k}{(SSR_1 + SSR_2)/(T - 2k)}$$

onde:

SSR_T = soma dos resíduos ao quadrado gerados por um modelo onde se considera todas as observações da amostra completa (T observações);

SSR_1 = soma dos resíduos ao quadrado gerados por um modelo onde são consideradas apenas as t primeiras observações da amostra completa;

SSR_2 = soma dos resíduos ao quadrado gerados pelo modelo que considera as $(T - t)$ observações remanescentes da amostra completa;

k = número de parâmetros do modelo

T = número de observações da amostra completa.

λ_T = estatística de teste com distribuição F e $(k, T-2k)$ graus de liberdade.

Calculando-se a estatística de teste para janelas móveis de tempo, é possível “varrer” todas as observações da amostra total e identificar quebras estruturais: se a estatística de teste exceder o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula de que o modelo aplica-se bem aos dois sub-períodos considerados, o que indica uma quebra estrutural entre estes dois sub-períodos.

Após identificados os regimes, estes podem ser considerados:

- 1) ajustando-se o termo constante do modelo – inclusão de uma variável determinística no vetor D – para consideração do regime em vigor. Exemplo: $d_1 = 1$ se dado pertence a regime inflacionário ou $d_1 = 0$ se não;
- 2) estimando-se todos os parâmetros do modelo usando apenas dados coletados sob um regime em particular, que, espera-se, irá vigorar no período de previsão.

d) Simulações a partir do modelo escolhido

A partir dos procedimentos de *backtesting*, um determinado modelo VAR M , acrescido de um mecanismo ECM, é escolhido como melhor modelo para descrição dos fatores de risco. O passo seguinte é realizar simulações ou construir cenários para as variáveis de interesse (fatores de risco) ao longo do horizonte de previsão. É sempre bom lembrar que o modelo escolhido retorna: 1) estimativas do valor médio de todas as variáveis de interesse e 2) uma matriz de variância-covariância dos erros gerados pelo modelo. Entretanto, para estimação do fluxo de caixa em risco – diferentemente da estimação do VaR paramétrico, onde as relações entre os fatores de risco e o valor do portfólio são lineares – torna-se necessário obter a

distribuição completa dos fatores de risco. Para tal, há que se simular choques aleatórios (vetor $\varepsilon_{n,j}$) para todas as variáveis e em todas as datas futuras de interesse. Além disso, é preciso garantir que esses choques mantenham a estrutura de covariância observada entre as variáveis e entre as datas de previsão. Portanto, torna-se necessário selecionar uma matriz de variância-covariância entre variáveis e entre datas futuras, através da qual os choques aleatórios sorteados serão filtrados – via Decomposição de Cholesky, por exemplo.

Considerando o vetor de variáveis de interesse X_t e as equações expostas na parte (b) desta seção, o valor esperado de X_{t+j} , calculado a partir dos dados obtidos até t , é:

$$\hat{X}_{t+j|t} = \hat{A}^j X_t \quad \text{Eq. (7)}$$

E sua matriz de variância-covariância é dada por:

$$\hat{\Lambda}_{t+j|t} = \sum_{i=1}^j (\hat{A}')^{j-i} \hat{\Lambda}_t (\hat{A})^{j-i} \quad \text{Eq. (8)}$$

Pela premissa adotada em relação ao termo aleatório [$\varepsilon_t \sim \text{MVN}(0, \Lambda_t)$], tem-se que a previsão segue uma distribuição normal multivariada com média dada pela Eq. (7) e variância dada pela Eq. (8).

Conhecendo-se a matriz de variância-covariância das variáveis de interesse em cada data futura j , é relativamente simples simular conjuntamente os valores futuros destas variáveis, em cada data j separadamente, a partir desta distribuição. Uma forma de fazê-lo é simular M seqüências de números aleatórios de tamanho n , onde n = número de variáveis no vetor (X_t), e

impor que cada uma dessas seqüências apresentem a mesma estrutura de correlação observada em $\hat{\Lambda}_{t+j|t}$, novamente através da decomposição de $\hat{\Lambda}_{t+j|t}$.

Observa-se, conforme já mencionado, que apesar da matriz de covariância representar os movimentos entre as variáveis de interesse em cada data j separadamente, ela não é capaz de representar as correlações existentes entre os valores futuros de cada variável $x_{n,t}$ em todas as j datas futuras de previsão. Logo, será necessário construir uma matriz de variância-covariância que considere também as correlações temporais, para todas as variáveis pertencentes a X_t .

Para fins de ilustração, a matriz de variância-covariância gerada pelo modelo VARM + ECM pode ser assim representada:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{Var}_{1,1} & \text{Var}_{1,2} & \dots & \text{Var}_{1,N} \\ \text{Var}_{2,1} & \text{Var}_{2,2} & \dots & \text{Var}_{2,N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Var}_{N,1} & \text{Var}_{N,2} & \dots & \text{Var}_{N,N} \end{bmatrix}$$

Extraindo-se o primeiro elemento ($\text{Var}_{1,1}$) da matriz Σ de ordem $(n \times n)$, que representa a covariância da variável x_1 com ela, mas considerando agora j datas de previsão futuras:

$$\text{Var}_{1,1} = \begin{bmatrix} \text{Var}_{11,11} & \text{Var}_{11,12} & \dots & \text{Var}_{11,1j} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Var}_{1j,11} & \text{Var}_{1j,12} & \dots & \text{Var}_{1j,1j} \end{bmatrix} = \Sigma_{11}$$

Percebe-se que a matriz Σ_{11} de ordem $(j \times j)$ representa as covariâncias entre os valores previstos para a variável x_1 nas datas futuras j . O primeiro elemento do subscrito representa a

variável e o segundo a data de previsão. Exemplo: $\text{Var}_{11,12}$ indica a covariância entre os valores da primeira variável com ela mesma, mas nas datas 1 e 2 e não contemporaneamente.

Desagregando-se a matriz Σ , de modo a considerar as covariâncias não apenas entre as variáveis de interesse mas também entre as datas futuras j , tem-se:

$$\Sigma_X = \begin{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Var}_{11,11} & \text{Var}_{11,12} & \dots & \text{Var}_{11,1j} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Var}_{1j,11} & \text{Var}_{1j,12} & \dots & \text{Var}_{1j,1j} \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} \text{Var}_{11,21} & \text{Var}_{11,22} & \dots & \text{Var}_{11,2j} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Var}_{1j,21} & \text{Var}_{1j,22} & \dots & \text{Var}_{1j,2j} \end{bmatrix} & \dots & \begin{bmatrix} \text{Var}_{11,N1} & \text{Var}_{11,N2} & \dots & \text{Var}_{11,Nj} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Var}_{1j,N1} & \text{Var}_{1j,N2} & \dots & \text{Var}_{1j,Nj} \end{bmatrix} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \begin{bmatrix} \text{Var}_{N1,11} & \text{Var}_{N1,12} & \dots & \text{Var}_{N1,1j} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Var}_{Nj,11} & \text{Var}_{Nj,12} & \dots & \text{Var}_{Nj,1j} \end{bmatrix} & \dots & \dots & \begin{bmatrix} \text{Var}_{N1,N1} & \text{Var}_{N1,N2} & \dots & \text{Var}_{N1,Nj} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Var}_{Nj,N1} & \text{Var}_{Nj,N2} & \dots & \text{Var}_{Nj,Nj} \end{bmatrix} \end{bmatrix}$$

ou, simplificadaamente:

$$\Sigma_X = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} & \dots & \Sigma_{1N} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} & \dots & \Sigma_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \Sigma_{N1} & \Sigma_{N2} & \dots & \Sigma_{NN} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma_{ii} & \Sigma_{ik} \\ \Sigma_{ki} & \Sigma_{kk} \end{bmatrix}$$

Obviamente, como explicitado, o modelo empregado não permite identificar todos os elementos pertencentes às sub-matrizes pertencentes à matriz Σ_X . Apesar do modelo gerar as covariâncias entre as variáveis $x_{n,t}$ em cada data futura $j = 1, \dots, J$ ($\sigma_{i1}^2, \sigma_{i2}^2, \dots, \sigma_{ij}^2$) considerada isoladamente, não há nenhuma indicação das covariâncias entre as diferentes datas j . Portanto, apesar de $\text{Var}[X_{0,j}] = \sigma_j^2$, para $j = 1, \dots, J$ ser conhecida, não se conhece $\text{Cov}[X_{0,j}, X_{0,m}]$ para $j \leq m \leq J$.

Para obter as estimativas dessa covariância temporal, considera-se uma série de retornos x , onde tais retornos são assumidos como sendo aditivos:

$$x_{j,m} = x_{j,k} + x_{k,m} \quad \text{para } j \leq k \leq m.$$

Portanto:

$$\begin{aligned} \text{Cov}[x_{0,j}, x_{0,m}] &= \text{Cov}[x_{0,j}, x_{0,j}] + \text{Cov}[x_{0,j}, x_{j,m}] \\ \text{Cov}[x_{0,j}, x_{0,m}] &= \sigma_j^2 + \text{Cov}[x_{0,j}, x_{j,m}] \end{aligned}$$

Sendo $j = 1$ e $m = 2$

$$\begin{aligned} \text{Cov}[x_{0,1}, x_{0,2}] &= \text{Cov}[x_{0,1}, x_{0,1}] + \text{Cov}[x_{0,1}, x_{1,2}] \\ \text{Cov}[x_{0,1}, x_{0,2}] &= \sigma_1^2 + \text{Cov}[x_{0,1}, x_{1,2}] \end{aligned} \quad \text{Eq. (9)}$$

Sabendo-se que

$$\begin{aligned} \sigma_2^2 &= \text{Var}[x_{0,2}] \\ \sigma_2^2 &= \text{Var}[x_{0,1} + x_{1,2}] \\ \sigma_2^2 &= \text{Var}[x_{0,1}] + \text{Var}[x_{1,2}] + 2\text{Cov}[x_{0,1}, x_{1,2}] \end{aligned} \quad \text{Eq. (10)}$$

Colocando o último termo da Eq. (10) em evidência e o substituindo na Eq. (9), tem-se:

$$\text{Cov}[x_{0,1}, x_{1,2}] = \frac{\sigma_2^2 - \text{Var}[x_{0,1}] - \text{Var}[x_{1,2}]}{2}$$

Da Eq.(9):

$$\text{Cov}[x_{0,1}, x_{0,2}] = \sigma_1^2 + \frac{\sigma_2^2 - \text{Var}[x_{0,1}] - \text{Var}[x_{1,2}]}{2}$$

$$\text{Como } \text{Var}[x_{0,1}] = \sigma_1^2$$

$$\text{Cov}[x_{0,1}, x_{0,2}] = \frac{1}{2}(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - \text{Var}[x_{1,2}])$$

A estimativa de $\text{Var}[x_{1,2}]$ não é conhecida. Entretanto, o *LongRun* assume como premissa que:

$$\text{Var}[x_{1,2}] = \text{Var}[x_{0,1}] = \sigma_1^2,$$

ou seja, independente de quão distante no futuro esteja, a variância de 1 período se mantém para as estimativas de variância “*forward*” em 1 período. Ou, mais genericamente, considerando-se $k = m-j$ períodos no futuro:

$$\text{Var}[x_{j,m}] = \text{Var}[x_{0,m-j}] = \sigma_{m-j}^2$$

Portanto,

$$\text{Cov}[x_{0,1}, x_{0,2}] = \frac{1}{2}(\sigma_2^2)$$

Ou, genericamente,

$$\text{Cov}[x_{0,j}, x_{0,m}] = \frac{1}{2}(\sigma_j^2 + \sigma_m^2 - \sigma_{m-j}^2) \quad \text{Eq. (11)}$$

Um exemplo, considerando uma série de retornos x_1 e 3 datas futuras de interesse:

$$\Sigma_{x_1, x_1} = \begin{bmatrix} \sigma_{x_1 1}^2 & \frac{1}{2}\sigma_{x_1 2}^2 & \frac{1}{2}(\sigma_{x_1 1}^2 + \sigma_{x_1 3}^2 - \sigma_{x_1 2}^2) \\ \frac{1}{2}\sigma_{x_1 2}^2 & \sigma_{x_1 2}^2 & \frac{1}{2}(\sigma_{x_1 2}^2 + \sigma_{x_1 3}^2 - \sigma_{x_1 1}^2) \\ \frac{1}{2}(\sigma_{x_1 1}^2 + \sigma_{x_1 3}^2 - \sigma_{x_1 2}^2) & \frac{1}{2}(\sigma_{x_1 2}^2 + \sigma_{x_1 3}^2 - \sigma_{x_1 1}^2) & \sigma_{x_1 3}^2 \end{bmatrix}$$

Como se observa, os termos da diagonal principal poderiam ser retirados diretamente da matriz de variância-covariância dos erros ($\hat{\Lambda}_{t+j|t}$), recalculada para cada data j . Exemplo: o termo (a_{22}) é referente à variância da variável x_1 (termo a_{11}), extraída da matriz ($\hat{\Lambda}_{t+j|t}$) quando $j = 2$. O mesmo vale para os termos (a_{11}) e (a_{33}), retirados da mesma matriz (ainda termo a_{11}), recalculada para $j = 1$ e $j = 3$ respectivamente. A Eq. (11) permite, no entanto, que se estime os termos fora da diagonal principal de Σ_{ii} e Σ_{kk} (diagonal principal da matriz Σ_X), não disponíveis na matriz ($\hat{\Lambda}_{t+j|t}$). Por exemplo: o termo (a_{13}), referente à covariância de x_1 com ela mesma nas datas 1 e 3, utiliza os termos (a_{11}) da matriz ($\hat{\Lambda}_{t+j|t}$) quando $j = 1, 2$ e 3.

Embora os termos Σ_{ii} e Σ_{kk} (diagonal principal da matriz Σ_X) estejam agora completamente estimados, ainda resta estimar os termos fora da diagonal principal de Σ_{ik} e Σ_{ki} (termos fora da diagonal de Σ_X). Esses dois termos respondem pelas covariâncias entre as séries pertencentes a X_t nas datas futuras de interesse.

Para fins de ilustração, seja agora duas séries pertencentes a X_t : uma série de retornos x e uma série de retornos y . Com o objetivo de reduzir o número de parâmetros estimados, assume-se como premissa que as correlações entre retornos contemporâneos ($x_{j,m}$ e $y_{j,m}$) são constantes e iguais às correlações entre variáveis, estimadas usando as informações passadas e os erros do modelo estimado 1 passo à frente, para todos os períodos ($m-j$). Logo:

$$\text{Cov}[x_{j,m}, y_{j,m}] = \rho \sigma_{x,m-j} \sigma_{y,m-j} \quad \text{Eq. (12)}$$

para todo $j \leq m \leq J$

A medida de correlação (ρ) é estimada usando-se os retornos históricos x e y (de $t = 0, \dots, T-1$) bem como os valores médios esperados desses retornos ($\hat{x}$ e $\hat{y}$), calculados a partir do modelo escolhido para 1 período à frente na amostra total:

$$\rho = \frac{\sum_{k=0}^{T-1} (x_{k,k+1} - \hat{x}_{k,k+1})(y_{k,k+1} - \hat{y}_{k,k+1})}{\sqrt{\sum_{k=0}^{T-1} (x_{k,k+1} - \hat{x}_{k,k+1})^2} \sqrt{\sum_{k=0}^{T-1} (y_{k,k+1} - \hat{y}_{k,k+1})^2}} \quad \text{Eq. (13)}$$

Usando a mesma lógica da Eq. (11):

$$\text{Cov}[x_{0,j}, y_{0,m}] = \frac{\rho}{2} (\sigma_{x,m} \sigma_{y,m} + \sigma_{x,j} \sigma_{y,j} - \sigma_{x,m-j} \sigma_{y,m-j}) \quad \text{Eq. (14)}$$

Onde ρ é dado pela Eq. (13).

A seguir, considera-se duas séries de retornos (x_1 e x_N) extraídas do vetor (X_t) em 3 datas futuras de interesse:

$$\Sigma_{x_1, x_N} = \begin{bmatrix} \rho \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} & \frac{\rho}{2} (\sigma_{x_1} \sigma_{x_N} + \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} - \sigma_{x_1} \sigma_{x_N}) & \frac{\rho}{2} (\sigma_{x_1} \sigma_{x_N} + \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} - \sigma_{x_1} \sigma_{x_N}) \\ \frac{\rho}{2} (\sigma_{x_1} \sigma_{x_N} + \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} - \sigma_{x_1} \sigma_{x_N}) & \rho \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} & \frac{\rho}{2} (\sigma_{x_1} \sigma_{x_N} + \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} - \sigma_{x_1} \sigma_{x_N}) \\ \frac{\rho}{2} (\sigma_{x_1} \sigma_{x_N} + \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} - \sigma_{x_1} \sigma_{x_N}) & \frac{\rho}{2} (\sigma_{x_1} \sigma_{x_N} + \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} - \sigma_{x_1} \sigma_{x_N}) & \rho \sigma_{x_1} \sigma_{x_N} \end{bmatrix}$$

Novamente, observa-se que os termos da diagonal principal podem ser retirados diretamente da matriz de variância-covariância dos erros ($\hat{\Lambda}_{t+j|t}$), recalculada para cada data j . Exemplo: o termo (a_{22}) é referente à raiz quadrada da variância da variável x_1 (termo a_{11}) vezes a raiz quadrada da variância da variável x_N (termo a_{NN}), extraído da matriz ($\hat{\Lambda}_{t+j|t}$) quando $j = 2$.

A Eq. (14), portanto, permite que se estime os termos fora da diagonal principal de Σ_{ik} e Σ_{ki} (termos fora da diagonal principal da matriz Σ_X), antes não disponíveis.

Vale notar que, caso se trabalhe com apenas um ativo (x ou y separadamente), a correlação dada pela Eq. (13) torna-se igual a 1, o que faz com que as Eq. (11) e Eq. (14) sejam equivalentes.

Interessante também é salientar o fato, já mencionado, das Eq. (11) e (14) não contradizerem nenhuma informação contida na matriz de variância-covariância original $\hat{\Lambda}_{t+j|t}$, gerada a partir dos erros do modelo estimado, exatamente por trabalharem apenas com informações derivadas dessa matriz. Portanto, a solução encontrada para consideração das covariâncias existentes entre as datas futuras de interesse, além de não exigir nenhuma estimação adicional, é consistente com as estimativas de média e variância geradas pelo modelo escolhido.

Tem-se assim uma estimativa de matriz de variância-covariância (Σ_X), que serve à decomposição (de Cholesky, por exemplo) e faz com que os choques aleatórios sorteados mantenham uma estrutura de correlação temporal e seccional (entre as variáveis de interesse).

A matriz final (Σ_X) é de tamanho (nj, nj) , onde:

n = número de variáveis em (X_t) e

j = total de datas/vértices de previsão.

Adicionalmente, para cada data de previsão j , tem-se uma estimativa dos valores médios das variáveis em (X_t) , dada pelo vetor de tamanho $(n \times 1)$ $\hat{X}_{t+j|t} = \hat{A}^j X_t$. Juntando-se todas as previsões em um único vetor de tamanho $(nj \times 1)$, tem-se:

$$\hat{X}_t = \begin{bmatrix} \hat{x}_{1,1} \\ \dots \\ \hat{x}_{1,J} \\ \dots \\ \hat{x}_{N,1} \\ \dots \\ \hat{x}_{N,J} \end{bmatrix}$$

Conseqüentemente, sabendo que $X_t \sim \text{MVN}(\hat{X}, \Sigma_X)$, é possível acessar a distribuição dos valores das variáveis em (X_t) em todas as datas futuras j de duas maneiras:

- 1) sorteando-se M vetores (ϵ) de choques aleatórios correlacionados entre as variáveis e entre as datas de interesse, cada um deles de tamanho $(n_j \times 1)$, a partir de uma distribuição multivariada com média $(\hat{X})$ e variância (Σ_X) ;
- 2) sorteando-se M vetores (u) de choques aleatórios independentes, cada um deles de tamanho $(n_j \times 1)$, a partir de uma distribuição normal univariada padrão, ou seja, $u \sim N(0,1)$. Após cada sorteio, o vetor (u) é “filtrado” pela matriz de covariância (Σ_X) , a partir da decomposição desta matriz, e somado à matriz de médias $(\hat{X})$.

De acordo com Hamilton (1994), toda matriz real positiva definida (Σ_X) pode ser decomposta em: 1) uma matriz triangular inferior A com 1's na diagonal principal e 2) uma matriz diagonal D com números positivos na diagonal principal de tal forma que:

$$\Sigma_X = ADA'$$

Usando a matriz A , é possível construir um vetor u $(n_j \times 1)$ tal que:

$$u_i \equiv A^{-1} \epsilon_i \tag{Eq. (15)}$$

Conforme já adiantado, os elementos de u serão totalmente não correlacionados entre si:

$$E(u_i u_i') = [A^{-1}] E(\varepsilon_i \varepsilon_i') [A^{-1}]'$$

$$E(u_i u_i') = [A^{-1}] \Sigma_X [A^{-1}]'$$

$$E(u_i u_i') = D$$

Sendo D uma matriz diagonal, tem-se que os elementos u_i são mutuamente independentes, representando o elemento (i,i) da matriz D a variância do termo $u_{i,i}$.

Multiplicando-se ambos os lados da Eq. (15) por A , tem-se:

$$A u_i = \varepsilon_i,$$

ou seja, a partir da decomposição (ou triangulação) da matriz (Σ_X) , é possível transformar um vetor de choques independentes (u) em um vetor de choques correlacionados (ε). Obviamente, a média dos choques gerados ainda é zero, uma vez que os vetores (u) foram sorteados de uma distribuição normal padrão. Para resolver o problema, basta somar os valores médios as variáveis em cada data de interesse j :

$$\begin{bmatrix} x_{1,1} \\ \dots \\ x_{1,J} \\ \dots \\ x_{N,1} \\ \dots \\ x_{N,J} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{x}_{1,1} \\ \dots \\ \hat{x}_{1,J} \\ \dots \\ \hat{x}_{N,1} \\ \dots \\ \hat{x}_{N,J} \end{bmatrix} + A \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \\ \dots \\ u_{NJ} \end{bmatrix}$$

Sendo a matriz A de tamanho (nj, nj) .

O primeiro *approach* é sugerido pelo *LongRun*; o segundo é comumente utilizado na Simulação de Monte Carlo. Adotando-se qualquer dos dois procedimentos, tem-se, a cada sorteio, um vetor ($n_j \times 1$) de novos valores das variáveis de interesse (X_t) em todas as datas de interesse j . Substituindo-se a cada sorteio esses valores nas equações que relacionam os fatores de riscos às contas do fluxo de caixa (conforme mencionado no passo 2 do item 2.3) tem-se, ao fim dos M sorteios, a distribuição empírica dos fluxos de caixa. A partir desta distribuição, é possível, por exemplo, calcular a probabilidade da empresa, em cada data de interesse, não dispor de recursos para honrar seus compromissos, o que ocorre quando seu fluxo livre de caixa é negativo.

Uma última ressalva é pertinente: à medida que o número de ativos n e o número de datas futuras de previsão j aumentam, é difícil garantir que a matriz Σ_X será positiva definida, conforme requerido para a decomposição da matriz.

O documento *LongRun* (1999), entretanto, sugere um método para garantir tal definitude. De acordo com o documento, uma matriz será positiva definida se, e somente se, todos os seus autovalores forem maiores que zero. Desta forma, estimando-se os autovalores da matriz Σ_X , caso haja algum autovalor menor ou igual que zero, sabe-se *a priori* que a matriz não pode ser decomposta. Para transformar os autovalores iguais ou menores que zero em autovalores positivos, o *LongRun* sugere uma pequena perturbação, dada por $\varepsilon (I - \Sigma_X)$, sobre a matriz original:

$$\Sigma_X \rightarrow \Sigma_X + \varepsilon (I - \Sigma_X) = B$$

onde:

ε é um escalar

I é a matriz identidade

B é a matriz original perturbada, que pode ser decomposta se, após a perturbação, seus autovalores forem todos maiores que zero.

O valor de ε , de acordo com o *LongRun*, é dado pelo Teorema de Rayleigh-Ritz:

$$\varepsilon \geq \left(\frac{-\lambda_M}{1-\lambda_M} \right)$$

onde:

λ_M é o valor do menor autovalor de Σ_X

Desse modo, o valor de ε que deve ser utilizado na perturbação, é aquele levemente superior ao valor gerado pelo quociente do Teorema de Rayleigh-Ritz.

2.4 – O Modelo baseado em Empresas Comparáveis da NERA Consulting (2000)

Após o trabalho de Vermeulen (1994) ter enfatizado a idéia de utilizar-se dados em painel, na tentativa de capturar a influência das características próprias das empresas sobre a probabilidade de falência destas, o modelo desenvolvido pela consultoria *National Economic Research Associates* (NERA) em 2000 (Stein, Usher, Lagattuta e Youngen, 2001), deixa de lado o enfoque de séries de tempo predominante nos modelos anteriormente apresentados e propõe uma modelagem baseada na consideração de um conjunto de empresas, observadas em um instante t específico.

A medida proposta pela NERA, denominada *Comparables* C-FaR, é obtida a partir da distribuição de probabilidades dos fluxos de caixas da empresa observada diretamente, e não mais via distribuição dos fatores de riscos, como nas propostas anteriores. Tal distribuição de probabilidades, após calculada, pode ser usada para gerar uma série de estatísticas, tais como os percentis de 5% e 1% da cauda inferior da distribuição, sendo capaz de responder a perguntas do tipo: “qual o percentual de queda máxima no fluxo de caixa esperado a empresa pode experimentar no horizonte t , com 95% de confiabilidade?”

Os autores dessa medida acreditam que o cálculo do fluxo de caixa em risco, a partir do mapeamento dos fatores de riscos e da definição formal das relações entre estes e as contas componentes do fluxo – abordagens de série de tempo anteriormente apresentadas e classificadas por estes autores como *bottom-up* – além de difíceis de implementar na prática podem desconsiderar importantes fontes de risco, ou medir de forma ineficaz as relações indiretas das fontes de risco com as contas do fluxo – ignorando, por exemplo, relações secundárias que geram exposição competitiva à empresa analisada. Por esta razão, advogam uma abordagem *top-down* – definida pela observação direta (ignorando as fontes de risco) dos movimentos dos fluxos de caixa passados, de um amplo e heterogêneo conjunto de empresas. A vantagem deste *approach*, segundo os autores, é a consideração de todos os efeitos combinados dos diversos fatores sobre os fluxos passados, sem necessidade de construir um modelo detalhadíssimo, que descreva o comportamento do fluxo de caixa das empresas ou dos fatores de risco relevantes, evitando-se, assim, o risco de má-especificação desse modelo.

A consideração de um amplo conjunto de empresas na estimação é justificada pela insuficiência de dados de uma única empresa. Por exemplo, utilizando-se dados trimestrais de apenas uma empresa no horizonte de 10 anos, o máximo de dados obtidos para observação do

comportamento passado dos fluxos é 40, o que constitui uma série histórica muito curta para fins de estimação e previsão, principalmente se o interesse está centrado na probabilidade de observar-se eventos raros (percentil de 5% da cauda). Entretanto, trabalhando-se com N empresas, este número é multiplicado por N . Dessa maneira, caso se obtenha séries históricas de 10 anos para um conjunto de 50 empresas, o conjunto de informações amplia-se para 2000 dados (40 trimestres vezes 50 empresas), ampliando também a confiabilidade da estimativa do percentil de 5% da distribuição de fluxos. Por trabalhar com uma única medida (fluxo de caixa histórico) de diversas empresas para obtenção da distribuição de probabilidades do fluxo de caixa, essa abordagem é denominada *Comparables C-FaR*.

Como medida de fluxo de caixa, os autores sugerem o EBITDA (lucros antes dos juros, impostos, amortização e depreciação) dividido pelo total de ativos mantidos pela empresa – porém, obviamente, outras medidas de fluxo de caixa podem ser consideradas – e trabalham com séries de desvios dessa medida em relação a seu valor esperado. A justificativa para trabalhar-se com desvios em relação ao valor esperado está no objetivo dos autores: conhecer a probabilidade de choques inesperados sobre os fluxos de caixa. Nesse trabalho, tais choques são representados pelos erros de previsão do modelo escolhido para cálculo do valor esperado do fluxo.

O modelo de cálculo do valor esperado do EBITDA/Ativo total empregado pelos autores nesse trabalho é bastante simples: para o cálculo do valor esperado trimestral, é usado um modelo autorregressivo, tendo com variável dependente o EBITDA/Ativo total na data t , e como variáveis independentes os valores do EBITDA/Ativo total em $t-1$, $t-2$, $t-3$ e $t-4$. Para cálculo dos coeficientes, utiliza-se os dados da cada empresa individualmente, sendo a amostra de dados trimestrais coletada nos últimos 5 anos e rolada a cada trimestre – portanto,

com sobreposição dos valores na estimação. Para consideração da sazonalidade trimestral, são incluídas *dummies* de trimestre na estimação.

Ao fim da estimação para cada empresa da amostra, tem-se um *pool* de erros de previsão: $T-3$ para cada empresa vezes N empresas (no trabalho analisado, trabalha-se com 85.000 erros de previsão). A próxima dificuldade a ser superada é tratar a heterogeneidade das empresas que originam esse *pool*. Obviamente, lidando-se com N empresas diferentes, as probabilidades de se observar uma queda máxima do fluxo de caixa esperado divergem entre si tanto quanto sejam divergentes as exposições dos fluxos das empresas aos fatores de risco subjacentes. Para solucionar esse problema, os autores sugerem que o conjunto inicial de N empresas seja dividido em n grupos, de tal forma que as empresas componentes de um mesmo grupo sejam bastante similares entre si e bastante díspares em relação às pertencentes aos demais.

Essa separação é bastante importante na metodologia, uma vez que a consideração de empresas díspares pode levar à subestimação ou superestimação da probabilidade de queda do fluxo de caixa de uma empresa em particular. Como características discriminadoras das empresas, no trabalho original, os autores regridem o logaritmo da série de erros de previsão ao quadrado, contra uma série de características das empresas – variáveis candidatas à discriminação da amostra. Como resultado final, selecionam como variáveis discriminadoras por ordem de importância (maiores coeficientes na regressão final): 1) valor de mercado; 2) rentabilidade; 3) risco da indústria e 4) volatilidade do preço das ações.

Para agrupar as empresas, os autores primeiro dividem a amostra total em 3 grupos, de acordo com seu valor de mercado. Em seguida, cada um dos 3 grupos é novamente dividido em 3, de acordo com a rentabilidade das empresas a eles pertencentes. Há então agora 9 grupos. No

passo seguinte, divide-se novamente em 3 cada um dos 9 grupos, de acordo com o risco da indústria das empresas. Por fim, os 27 grupos se transformam em 81 de acordo com a volatilidade dos preços das ações. Ao final, chega-se a 81 grupos relativamente homogêneos.

Repartindo-se as empresas, e suas respectivas séries de erros de previsão, entre os 81 grupos, chega-se a, aproximadamente, 1.000 erros (choques) em cada grupo. Ordenando-se estes choques, tem-se a distribuição de probabilidades empírica dos choques aleatórios (variações) sobre o fluxo de caixa em cada grupo. Como se percebe, a abordagem não estabelece nenhuma distribuição *a priori* para as variações dos fluxos de caixa. Para observar a queda máxima do fluxo de caixa (com 95% de confiabilidade) de uma empresa em particular, basta verificar a qual grupo a empresa pertence, de acordo com seu valor corrente de mercado, rentabilidade, risco e volatilidade das ações, e checar o valor do percentil de 5% da distribuição empírica deste grupo.

Como desvantagens do modelo, pode ser citada sua inabilidade em capturar características únicas de uma determinada empresa – por exemplo, se essa empresa exportar mais do que a média de seu grupo, a exposição maior a taxas de câmbio não é capturada pelo modelo – e em permitir que mudanças no perfil da empresa sejam rapidamente consideradas no cálculo da exposição de seu fluxo – por exemplo, caso a empresa decida aumentar o percentual de suas vendas externas, essa mudança de perfil não irá gerar nenhum risco adicional imediato.

A inabilidade em capturar características específicas da empresa e suas alterações ao longo do tempo, constitui a maior desvantagem da abordagem *top-down* em relação à abordagem *bottom-up*. Entretanto, a abordagem é útil quando não há dados suficientes para empregar-se uma abordagem *bottom-up* confiável mas é possível encontrar grupos homogêneos de

empresas. Uma analogia interessante feita pelos autores do C-FaR para as duas abordagens, estabelece que o enfoque *bottom-up* é equivalente à análise da empresa via fluxo de caixa descontado (analisa peculiaridades de cada empresa individualmente), enquanto o enfoque *top-down* se assemelha mais à análise de empresas via comparação de múltiplos (P/L, EPS, etc.).

2.5- Os Sistemas de Controle de Riscos Corporativos desenvolvidos no Mercado Brasileiro

Por acreditar que o VaR é uma medida de risco útil para o mercado mas não totalmente apropriada para as empresas, a RiskControl (2002) desenvolveu inicialmente um sistema integrado de riscos, que contemplava as medidas de VaR adaptadas às empresas e CFaR determinístico.

A adaptação do VaR era feita adotando-se uma visão de curto prazo. Nesse passo, o que a empresa sugeria era, basicamente, que fossem ignorados os fluxos operacionais de longo prazo e que a dívida atual da empresa fosse mantida. O cálculo do VaR mediria oscilações potenciais do valor patrimonial da empresa (ativos menos passivos) no curto prazo (cerca de 1 mês).

Para horizontes mais longos, de até 2 anos, seria utilizado o CFaR Determinístico. Isso porque, para se ter uma medida probabilística de CFaR, assim como no VaR, seria necessária a geração de um número enorme de cenários, obtidos geralmente via modelos estocásticos de longo prazo para as principais variáveis de mercado (juros, câmbio, commodities, etc.). A RiskControl acreditava que, no Brasil, qualquer modelagem econométrica de longo prazo passaria por sérios problemas, como mudanças de regime que impediriam a construção de

séries históricas longas, e evitava tal problema utilizando a metodologia determinística, gerando poucos cenários e dando ao usuário do sistema liberdade para construir os cenários que considerasse mais prováveis.

Recentemente, entretanto, a empresa, em parceria com a Consultoria Tendências, passou a considerar cenários probabilísticos para as variáveis de interesse, construídos a partir da integração de metodologias estatísticas e modelos macroeconômicos estruturais (La Rocque *et alli*, 2003).

Os modelos econômicos estruturais, utilizados nessa metodologia, fazem uso da estrutura sugerida pela teoria macroeconômica na formulação de suas previsões. As relações podem ser expressas por equações, estimadas via modelos econométricos, que se articulam. Assim, é possível capturar as interações relevantes entre as variáveis de interesse. Diferente do VAR, no entanto, esses modelos assumem a existência de variáveis exógenas – variáveis independentes nas equações, estimadas via dados históricos e regressões econométricas – e variáveis endógenas – variáveis dependentes, função das exógenas estimadas.

Para inserir incerteza no modelo, a RiskControl/Tendências propõe que as séries de variáveis exógenas sejam decompostas em tendência e resíduo. Calculadas as tendências das séries, a volatilidade condicional de cada uma delas é calculada usando as diferenças entre os valores assumidos pela série e sua tendência (resíduo).

Entendida a dinâmica da volatilidade individual de cada uma das variáveis exógenas, é preciso verificar a dinâmica de covariância entre elas. De acordo com a RiskControl/Tendências, estas são melhor calculadas pela tendência das séries e não pelos

resíduos. Calculadas volatilidades e covariâncias, a simulação das trajetórias conjuntas assumidas pelas variáveis exógenas seria obtida via Simulação de Monte Carlo.

Quanto às endógenas, se a incerteza em relação às exógenas já é corretamente modelada, basta substituir os valores simulados para as exógenas nas equações das endógenas. Segundo Eduarda La Rocque, diretora da RiskControl – em entrevista concedida ao *site* www.listaderiscos.com.br, em 10/09/2003 – por enquanto a empresa já tem pronta a modelagem e as projeções mensais para 5 variáveis: taxa Selic, câmbio, risco país, Fed Funds, IPCA e IGP-M e está trabalhando na inclusão da estrutura a termo dos juros internos (DI), estrutura a termo do cupom cambial (DDI) e do índice Ibovespa. As projeções atuais são feitas para os próximos 24 meses.

Em resumo, este capítulo apresenta as principais proposições metodológicas relacionadas ao gerenciamento de riscos corporativos. As proposições mais incipientes, centradas em medidas de sensibilidade do fluxo a fatores de risco e que desconsideram a probabilidade da empresa observar certo fluxo de caixa no futuro, estão sumarizadas no trabalho de Smithson e Smith (1999). Vermeulen (1994) é o primeiro a apresentar um modelo orientado ao futuro e à previsão de falência. Em sua abordagem são utilizados tanto dados em painel, para consideração das características próprias das empresas, quanto séries de tempo puras, para previsão dos fatores de risco. Entretanto, em termos de simulação de cenários futuros, esse modelo é ainda muito pouco elaborado. Outros autores se direcionam ao futuro apenas de forma vaga: Shapiro e Titman (1999) e Bauman, Saratore e Liddle (1999). Os primeiros modelos detalhados de fluxo de caixa em risco são atribuídos a Hyat e Song (1995) e Stulz e Williamson (1997). Estes autores começam a tratar questões relevantes para a simulação do fluxo futuro, como manutenção da estrutura de covariâncias entre as séries de interesse. O

refinamento desta abordagem – *bottom-up* e fortemente baseada em séries de tempo – é trazido pelo *CorporateMetrics Technical Document* (1999). Para finalizar, em 2000, analistas da Consultoria NERA retomam a idéia de Vermeulen (1994), em relação à utilização de dados *cross-sectional* para tratar características próprias das empresas, e desenvolvem uma abordagem *top-down*, que busca identificar a probabilidade de uma empresa atingir certo nível de fluxo de caixa no futuro, sem a necessidade de informações extremamente detalhadas. No Brasil, a RiskControl, trabalhando em parceria com a Consultoria Tendências, já desenvolve um modelo de gerenciamento de riscos baseado em Modelos Estruturais.

CAPÍTULO 3: UM MODELO PARA GERENCIAMENTO DE RISCO EM INSTITUIÇÕES NÃO-FINANCEIRAS

O objetivo deste capítulo é desenvolver um modelo para gerenciamento de risco em empresas, a partir da mensuração do fluxo de caixa em risco, neste estudo entendido como a probabilidade da empresa não dispor de recursos para honrar seus compromissos em determinadas datas futuras (vértices do fluxo) ou, estatisticamente, como o percentil associado à estatística de ordem zero da distribuição do fluxo de caixa livre da empresa.

Para o desenvolvimento de tal modelo, combina-se as principais contribuições já dadas sobre o assunto, com pontos ainda não suficientemente explorados, de modo a obter-se um modelo consistente, empiricamente viável e útil para o gerenciamento dos riscos em empresas brasileiras.

Metodologicamente, para construção de tal modelo, é necessário:

- 1) definir as variáveis de estudo, subdividindo-as em variáveis dependentes e candidatas a variáveis independentes (fatores de risco macroeconômicos e próprios do negócio);
- 2) definir os vértices temporais, onde tais variáveis são observadas, e o horizonte temporal de previsão (número de passos à frente);
- 3) identificar os fatores de risco relevantes (entre macroeconômicos e próprios da empresa) via estimação da relação estatística existente entre a variável dependente e as candidatas a variáveis independentes;
- 4) sugerir um tratamento para o gerenciamento dos fatores de risco próprios e estimar, via modelagem econométrica, o comportamento médio esperado dos fatores de risco macroeconômicos, bem como sua matriz de variância-covariância;

- 5) simular cenários para os fatores de risco macroeconômicos no horizonte de previsão;
- 6) imputar os valores previstos para os fatores de risco em cada cenário na equação que relaciona o comportamento de tais fatores ao comportamento da variável dependente;
- 7) montar a distribuição simulada da variável dependente e determinar a estatística de interesse de tal distribuição.

3.1 – As Variáveis do Modelo, seus Vértices de Medição e Horizonte de Previsão

Para a formulação do modelo, é preciso definir a variável de interesse (variável dependente), assim como selecionar candidatas a variáveis independentes – fatores de risco macroeconômicos e próprios do negócio (ou gerenciáveis), capazes de alterar o comportamento da variável dependente ao longo do tempo.

A Escolha da Variável Dependente:

Considerando-se que o modelo para gerenciamento de risco proposto baseia-se na mensuração do fluxo de caixa em risco, a variável de interesse neste trabalho é o fluxo de caixa livre da empresa, observado em certas datas de pagamento futuras, ou vértices do fluxo. Há, entretanto, que se escolher uma *proxy* para tal fluxo. Formalmente, o fluxo de caixa contábil é determinado de acordo com o Quadro 1 abaixo:

Quadro 1: Fluxo de Caixa Livre

Lucro Líquido do Exercício

(±) Fatores que não afetam caixa (despesas de depreciação, resultado de equivalência patrimonial, outras receitas e despesas não caixa)

(+) Variação em Duplicatas a Receber

(+) Variação em Estoques

(+) Variação em Fornecedores

(+) Variação em outros itens circulantes

(=) Fluxo de caixa gerado (consumido) pelas operações

(-) Compra de ativo permanente

(+) Venda de ativo permanente

(=) Fluxo de caixa após as atividades de investimento

(+) Variações no nível de endividamento e/ou no capital social da empresa

(-) Pagamento de dividendos e/ou juros sobre o capital próprio

(=) Fluxo de caixa após as atividades de financiamento

Fonte: Manual de Contabilidade das S.A. (2000)

No Quadro 1, o fluxo de caixa após as atividades de financiamento constitui-se o fluxo de caixa à disposição da empresa, ou fluxo de caixa livre (FCF). Assim, caso haja sobra de recursos na última linha (fluxo de caixa livre > 0), pode-se afirmar que a empresa gera caixa operacional (receitas menos custos e despesas operacionais), financia suas necessidades de capital de giro (saldo de estoques mais saldo de clientes menos saldo de fornecedores), realiza os investimentos programados ou procede à venda de ativos que não lhe são de interesse, amortiza dívidas antigas, remunera acionistas, via distribuição de dividendos e/ou juros sobre o capital próprio, e obtém novas dívidas ou novos aportes de capital.

O saldo remanescente, portanto, é o caixa livre da empresa e, neste trabalho, será denominado Fluxo de Caixa Livre (FCF), constituindo-se a variável de interesse (ou variável dependente) do modelo de mensuração do fluxo de caixa em risco.

A Escolha das Candidatas a Variáveis Independentes:

As candidatas a variáveis independentes são fatores capazes de provocar oscilações no fluxo de caixa livre das empresas, ou fatores de risco. Tais fatores de risco podem ser macroeconômicos (nível de taxas de juros, câmbio, inflação, risco-país, produção nacional, etc.) – capazes de afetar, em maior ou menor grau, todas as empresas da economia – e fatores de risco próprios do negócio ou gerenciáveis (nível de endividamento, mercado atendido, investimentos programados, etc.). No modelo proposto, os candidatos a fatores de risco macroeconômicos são indicados pela letra “m” e os candidatos a fatores de risco gerenciáveis pela letra “f”.

A consideração no modelo de características próprias da empresa como candidatas a fatores de risco tem como objetivo dar-lhe flexibilidade. Enquanto oscilações nos fatores de risco macroeconômicos não podem ser determinadas *a priori* pela empresa, mas apenas estimadas e *hedgeadas* caso seus potenciais efeitos sobre o fluxo de caixa assim justifiquem, a identificação prévia de fatores de risco gerenciáveis permite à empresa verificar, por exemplo, quais seriam os impactos em seu fluxo de caixa em determinada data se, além de choques esperados nos fatores de risco macroeconômicos, ela também decidisse alterar sua estrutura operacional e financeira via aumento de *market share*, novos investimentos, aumento de endividamento, substituição de dívida em moeda estrangeira por dívida em moeda nacional, etc.

A Escolha dos Vértices de Medição e do Horizonte de Previsão

Em relação aos vértices de medição, datas em que se observam as variáveis dependentes e independentes, este estudo propõe a utilização de vértices trimestrais.

Desta forma, tal como na estimação do VaR, onde se assume que pagamentos e recebimentos não ocorrem todos os dias, mas apenas em determinadas datas, neste modelo os fluxos de caixa da empresa apenas serão observados a cada trimestre, vértices que concentram todos os pagamentos e recebimentos futuros.

A divulgação pelas empresas de dados contábeis em base trimestral é a responsável por tal escolha. Obviamente, tal restrição é relevante apenas ao pesquisador externo. Caso o estudo esteja sendo conduzido com informações privadas, tais vértices podem ser mensais, ou obedecer às datas constantes no *budget plan* elaborado pela empresa.

Da mesma forma, o horizonte de previsão – número de passos à frente em que os fluxos são observados – fica a critério do pesquisador e da empresa interessada. Ressalta-se, porém, que, quanto mais longo for o prazo, menor a confiabilidade das estatísticas geradas. Nada impede, entretanto, que as estimativas geradas sejam periodicamente revistas, de modo a atualizar constantemente a estimação pela consideração de novas observações passadas.

3.2 – Identificação dos Fatores de Risco Macroeconômicos e Próprios Relevantes

Conforme definido no Capítulo 2, enquanto a metodologia do VaR exige a identificação de um número reduzido de fatores de riscos primitivos que repliquem, de forma linear e determinística, as oscilações no valor de mercado dos ativos originais, identidades semelhantes não são facilmente obtidas para o cálculo do fluxo de caixa em risco. No caso do

fluxo de caixa em risco, o mais próximo da replicação determinística utilizada pelo VaR a que se chega é via estimação de equações que relacionem as oscilações no fluxo de caixa livre da empresa (variável dependente) a oscilações nos fatores de risco (variáveis independentes).

Para estimação destas equações, este estudo propõe a utilização de Dados em Pannel, conforme defendido inicialmente por Vermeulen (1994). Considerando que, no Brasil, as empresas apenas divulgam informações contábeis, necessárias ao cálculo do fluxo de caixa, em base trimestral, tal procedimento visa aumentar o volume de dados na estimação, principalmente para o analista externo à empresa, além de permitir a consideração de características próprias da empresa, que a diferenciem das demais, na estimação de seu fluxo de caixa em risco.

Com o objetivo de entender as vantagens da estimação em painel, que leva em conta a dimensão *cross-sectional* e a dimensão temporal, sobre aquela que considera unicamente a dimensão temporal (*time-series*), vale uma pequena digressão sobre o método.

Para estimar, via painel, uma Regressão Linear Clássica do tipo:

$$y_{it} = x_{it}\beta_1 + z_t\beta_2 + u_{it}$$

onde:

$i = 1, 2, \dots, N$ (empresas da amostra)

$t = 1, 2, \dots, T$ (períodos considerados na estimação)

y_{it} = fluxo de caixa da empresa i no tempo t

x_{it} = matriz de fatores de risco próprios da empresa i no tempo t

z_t = vetor de fatores de risco macroeconômicos no tempo t

deve-se assumir $u_{it} \sim \text{iid} (0, \sigma^2 I)$ para todo i e t , ou seja, para uma dada empresa, as observações são serialmente não-correlacionadas, com variância homocedástica. A estimação dos parâmetros do modelo pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) é não viesada sempre que o vetor de fatores de risco gerenciáveis x for não-estocástico ou caso o erro gerado pela regressão seja independente do valor das variáveis x (x são, portanto, exógenas). Neste caso, toda a variância de y (variável dependente) explica-se pelas variáveis independentes x , não havendo nenhum efeito específico – próprio da empresa, observável ou não, que não tenha sido considerado em x – que influencie o termo de erro.

Deve-se indagar o que acontece se a última hipótese ($E[u_{it} / x_{it}] = 0$) não ocorre. Nesse caso, x é endógeno e a estimação por OLS não é apropriada, por apresentar parâmetros viesados e inconsistentes. Uma interpretação para o viés é que há variáveis omitidas, representadas por efeitos específicos, observáveis ou não, das empresas da amostra, influenciando a relação entre x e y . Quando se faz a estimação, os efeitos das variáveis omitidas vão para o termo de erro, que não é mais homocedástico, mas tem variância oscilando ao longo das empresas. Portanto, para realizar uma estimação do modelo por OLS, deve-se assumir como premissa que tais efeitos específicos não existam, o que é uma hipótese muito forte quando se trabalha com empresas muito díspares.

Caso tais efeitos existam e sejam completamente aleatórios ou não-correlacionados a x , a estimação ainda pode ser realizada por mínimos quadrados. Basta que haja uma correção da matriz de covariância dos erros para considerar a heterocedasticidade (por exemplo pelo Método de White). Nesse caso, a estimação é dita robusta e o método de estimação passa a ser denominado de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS). No entanto, é importante ressaltar

que, caso estes efeitos específicos sejam relacionados a x , esta correção não resolve o problema da endogenia.

Logo, pode-se trabalhar com a seguinte especificação geral:

$$y_{it} = x_{it}\beta_1 + z_t\beta_2 + u_{it}$$

$$\text{com } u_{it} = \varphi_i + \eta_{it}$$

a partir da qual assume-se que η_{it} não é correlacionado com x_{it} e φ_i é o efeito específico. Nessa formulação, o termo de erro tem dois componentes: a primeira parte varia entre as empresas mas é constante ao longo do tempo, esta parte pode ou não estar correlacionada com as variáveis explicativas x ; a segunda parte varia de forma não sistemática (aleatória) ao longo do tempo e empresas.

A partir da especificação geral, pode-se trabalhar com dois casos particulares, dependendo das premissas assumidas: estimação pelo método de Efeitos Aleatórios (*Random Effects*) ou Fixos (*Least Squares Dummies Variables*).

Se φ_i existir mas for não correlacionado com x_{it} , tem-se o Modelo de Efeitos Aleatórios, onde:

$$\hat{\beta}^{EA} = \left(\sum_i x_i' \Omega^{-1} x_i \right)^{-1} \left(\sum_i x_i' \Omega^{-1} y_i \right)$$

Esse modelo utiliza o estimador de Mínimos Quadrados Generalizados, com a variância do erro corrigida pela matriz Ω , estimada a partir dos resíduos de uma regressão por OLS.

Se φ_i existir e for correlacionado com x_{it} , tem-se o Modelo de Efeitos Fixos, onde:

$$\hat{\beta}^{EF} = \left(\begin{matrix} x_i^* & x_i^* \end{matrix} \right)^{-1} \left(\begin{matrix} x_i^* & y_i^* \end{matrix} \right)$$

Neste método, aplica-se uma variável *dummy* para cada unidade observacional (empresa), o que equivale a retirar desvios em relação à média. Assim, x^* é um desvio em relação à média das variáveis computada ao longo do tempo. Como se assume que o efeito específico da empresa (ϕ_i) não varie ao longo do tempo, ao retirar a média este efeito é eliminado. A variação relevante no modelo é a observada dentro das empresas (*within-groups*), ou seja, a temporal. O modelo considera que, por serem as empresas muito diferentes entre si, variações entre elas (*between-groups*) não devam ser consideradas na estimação dos parâmetros.

Já o modelo de Efeitos Aleatórios considera os dois tipos de variações, mas usa a matriz Ω para ponderar as variações temporais (*within*) e transversais (*between*); quanto mais relevante for o efeito específico da empresa, menor o peso das diferenças entre grupos: grupos, afinal, são diferentes e não comparáveis.

Um cuidado deve ser tomado ao se utilizar o estimador de Efeitos Fixos: se as unidades variam pouco ao longo do tempo (*within* muito pequeno em relação a *between*), esse estimador é menos eficiente que o de Efeitos Aleatórios, já que considera apenas variação temporal para estimar um maior número de parâmetros (coeficientes das *dummies*), e seu uso pode provocar problemas de multicolinearidade. Portanto, caso os efeitos específicos sejam realmente aleatórios, o estimador de Efeitos Aleatórios é preferível ao de Efeitos Fixos.

Já na estimação por OLS, as duas variações (*within* e *between*) são consideradas com igual ponderação, o que acaba distorcendo os resultados quando uma das variações prepondera

sobre a outra. Se as variações forem iguais, entretanto, esse estimador é mais eficiente que os de Efeitos Aleatórios e Fixos, por utilizar mais informação na estimação.

Para decidir qual o melhor método de estimação a ser empregado, deve-se implementar dois testes: o de Breusch-Pagan, que permite escolher entre a estimação por Efeitos Aleatórios e a por OLS, e o teste de Hausman, que permite realizar uma comparação entre os estimadores de efeitos fixos e aleatórios.

No teste de Breusch-Pagan, a hipótese nula é que não há variância no erro advinda do efeito específico ($\sigma_u = 0$). Logo, caso esta hipótese seja aceita, deve-se trabalhar com OLS, que é mais eficiente. Se a hipótese for rejeitada, usa-se o Método de Efeitos Aleatórios.

Existindo variância no erro advinda do efeito específico, é necessário testar se esta variância advém de efeitos aleatórios (não correlacionados a x) ou fixos. O teste de Hausman testa a hipótese nula de efeitos específicos não correlacionados a x (aleatórios). Se essa hipótese for rejeitada, deve-se usar o Método de Efeitos Fixos. Se ela for aceita, utiliza-se o Método de Efeitos Aleatórios que, conforme visto, é mais eficiente.

3.3 – Tratamento dos Fatores de Risco Próprios e Estimação do Comportamento Médio Esperado dos Fatores de Risco Macroeconômicos

Realizada a estimação via Dados em Painel e identificados os fatores de risco relevantes entre os candidatos pré-selecionados, o próximo passo do modelo é estimar o comportamento médio esperado destes fatores ao longo do tempo.

Ressalta-se que, por sua característica gerenciável, os fatores de risco próprios da empresa não têm seu comportamento futuro projetado neste modelo. Espera-se que, numa situação real, a empresa tenha autonomia e decida sobre os valores futuros assumidos por tais fatores via planejamento periódico: *market share* pretendido, nível de endividamento, contratação ou amortização de dívidas em moeda nacional ou estrangeira, novos investimentos, venda de ativos, novos aportes de capital, transferência de recursos para os acionistas, etc. Na modelagem, os valores assumidos pelos fatores de risco gerenciáveis devem ser mantidos constantes e iguais ao último dado disponível, ou serem substituídos pelos valores fornecidos pela empresa.

Portanto, o foco neste passo está na estimação dos valores futuros dos fatores de risco macroeconômicos. Tal como sugere o documento *CorporateMetrics* (1999), neste modelo a estimação é feita via Vetores Autorregressivos (VARM), com inclusão do mecanismo de correção de erros (ECM) sempre que necessário.

Destaca-se que o objetivo da modelagem empregada não é acertar pontualmente os valores para as variáveis macroeconômicas relevantes, mas apenas acessar sua provável distribuição futura e utilizar tal informação para construção da distribuição futura da variável de interesse (fluxo de caixa livre ou FCF).

Ao contrário do que ocorre com previsões pontuais, aqui o mais relevante é encontrar uma medida de desvio (risco) e não uma estimativa pontual da variável de interesse. Em linha com tal objetivo, este modelo sugere a estimação das variáveis macroeconômicas conjuntamente, via Vetores Autorregressivos Irrestritos.

A metodologia de Vetores Autorregressivos Irrestritos começou a ser desenvolvida quando se percebeu que previsões usuais de variáveis macroeconômicas falhavam em considerar importantes relações existentes entre essas variáveis e que, em muitos casos, as variáveis independentes eram, na verdade, influenciadas pelas dependentes, numa clara infração da hipótese de exogeneidade imposta pela regressão clássica.

Sims (1980), *apud in* Enders (1995), demonstra sua insatisfação para com tais modelos ao considerá-los uma forma bastante reduzida da teoria econômica. Esse pesquisador advoga a estimação de variáveis macroeconômicas via modelos que não façam distinção entre variáveis independentes e dependentes, já que, nem sempre, é possível classificá-las *a priori* como tal, e não imponham restrições estatísticas à teoria econômica. Essa é, portanto, a motivação para a estimação via Vetores Autorregressivos Irrestritos.

Para estimar tais vetores, as variáveis devem manter relações teóricas entre si, sendo cada uma delas passível de influenciar seu próprio comportamento no futuro e também o comportamento das demais. Como se ressalta, o objetivo primordial desta estimação é encontrar relações importantes (e longas) entre as variáveis e não fazer estimativas pontuais. Para obter a representação mais fiel dessas relações de longo prazo, as variáveis não devem ser *detrended* ou diferenciadas *a priori*. Deve-se antes eliminar a possibilidade de haver co-integração entre elas.

A princípio, nesses modelos, cada equação pode ter um número específico de defasagens (*lags*) para cada variável; entretanto, recomenda-se que haja o mesmo número de *lags* para todas as variáveis a fim de que a estimação via OLS seja eficiente. Adicionalmente, o número

de *lags* deve ser suficiente para revelar a dinâmica do modelo, porém parcimonioso, de modo a preservar graus de liberdade.

Para análise do melhor modelo, é recomendável não observar a significância dos parâmetros, uma vez que os regressores possivelmente são altamente colineares. Portanto, testes “*t*” convencionais não são recomendados para definir o melhor modelo.

Nessa estimação, o melhor modelo é aquele que minimizar a soma dos erros ao quadrados, sendo também parcimonioso em relação ao número de regressores. Recomenda-se a adoção de dois critérios que levem em conta a soma dos erros ao quadrado mas que também penalizem o modelo com muitos regressores: o AIC (*Akaike Information Criteria*) e o SBC (*Shwarz Criterion*), definidos por:

$$AIC = \ln \frac{e'e}{n} + \frac{2k}{n}$$

$$SBC = \ln \frac{e'e}{n} + \frac{k}{n} \ln(n)$$

onde:

(*e'e*) = soma dos erros do modelo ao quadrado

k = número de regressores considerados

n = número de observações na estimação

O melhor modelo, então, é o que apresenta os menores valores de AIC ou SBC entre aqueles considerados.

Por fim, para proceder à estimação via VARM, alguns testes que verifiquem se as séries mantêm ou não relações teóricas entre si (Testes de Granger Causalidade), identifiquem a existência de raízes unitárias, com consideração de quebras estruturais, e a possibilidade delas serem co-integradas no nível devem ser previamente empreendidos.

3.3.1 – Testes de Raiz Unitária com consideração de Quebras Estruturais

De acordo com Enders (1995), as premissas de um modelo regressivo clássico exigem que tanto as variáveis dependentes (y), quanto as independentes (x) sejam estacionárias e que os erros gerados pelo modelo tenham média zero e sejam homocedásticos. Especificamente, na presença de variáveis não-estacionárias, pode ocorrer o que Granger e Newbold (1974), *apud* in Enders (1995), classificam como “regressão espúria”.

Uma regressão espúria tem um coeficiente R^2 – que mede a proporção da variância total de (y) explicada pelas combinações lineares dos regressores (x) – altíssimo e estatísticas de teste t bastante significantes, mas os resultados gerados pelo modelo carecem de sentido econômico.

Os parâmetros estimados por tal regressão são, portanto, inconsistentes, havendo sempre a necessidade de se checar a premissa de estacionariedade das séries antes de se proceder à estimação do modelo. Violada a premissa de estacionariedade da série no nível, uma solução é diferenciá-la e trabalhar com a série de primeiras diferenças.

Formalmente, as séries não-estacionárias seguem um comportamento *random-walk*, de não reversão à média, indicado por:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

Logo, os testes de identificação de séries não-estacionárias buscam verificar a hipótese de $\alpha = 1$, onde α é o coeficiente da variável dependente defasada (y_{t-1}). Tais testes são chamados Testes de Raiz Unitária.

Os testes mais comuns de detecção de raízes unitárias são os testes de Dickey-Fuller (DF e *Augmented* DF) e Phillips-Perron (PP). Esses testes verificam a hipótese nula $\alpha = 1$ (existência de uma raiz unitária), porém são de baixo poder em geral, além de serem sensíveis à inclusão de regressores determinísticos e de não levarem em conta a presença de quebras estruturais na série.

Em linhas gerais, o teste de Dickey-Fuller (DF) estima o modelo $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{yt}$ e verifica se o coeficiente de y_{t-1} é igual a 1. O teste *Augmented* Dickey-Fuller (ADF) inclui outros termos defasados na equação. Ambos os testes impõem premissas de erros não autocorrelacionados e homocedásticos na estimação do modelo. Já o teste de Phillips-Perron (PP) prescinde de tais premissas.

Na presença de quebras estruturais nas séries avaliadas, entretanto, nenhum dos três testes de raiz unitária mencionado é aplicável. Nesse caso, deve-se proceder ao teste de Perron, que considera a existência de quebras estruturais na série. Para empreender tal teste, estima-se:

$$y_t = \text{cte} + \alpha_1 t + \alpha_2 D + \varepsilon$$

onde:

cte = constante

t = tempo

D = variável *dummy*, que pode ser:

$$\begin{cases} 1 \text{ para } t \geq t_{(\text{choque})} \text{ e } 0 \text{ para } t < t_{(\text{choque})} - \text{caso o choque tenha efeito permanente ou} \\ 1 \text{ para } t = t_{(\text{choque})} \text{ e } 0 \text{ para } t \neq t_{(\text{choque})} - \text{caso o choque tenha efeito de repique} \end{cases}$$

Estimada a regressão acima, o teste convencional de raiz unitária de Phillips-Perron (ou DF ou ADF) deve ser empreendido sobre os resíduos da regressão ($\hat{\varepsilon}$), já expurgados dos efeitos da quebra estrutural.

Verificada a existência de raiz unitária nas séries de interesse, com consideração de possíveis quebras estruturais, e tendo estas o mesmo número de raízes unitárias, as séries são ditas co-integradas. Nesse caso, como detalhado no item 2.3.1, além da diferenciação das séries no nível – em número igual ao número de raízes unitárias encontradas – há que se considerar o mecanismo de correção de erros (ECM) na estimação do modelo final.

3.3.2 – Testes de Granger Causalidade

O objetivo desse teste é revelar se as variáveis consideradas no modelo de Vetores Autorregressivos mantêm relações teóricas entre si, sendo cada uma delas passível de influenciar seu próprio comportamento no futuro e também o comportamento das demais.

Para tanto, há que se determinar se uma dada variável defasada explica parte da variância de outra, ou seja, se as variáveis são realmente endógenas, o que justifica a estimação conjunta dos coeficientes dos regressores via VAR irrestrito.

Para proceder a tal teste, basta regredir vários *lags* de uma série y (variável “dependente”) e vários *lags* das séries x (variáveis “independentes”) contra a série y e verificar, via teste F de significância dos parâmetros, se os valores passados de x e de y explicam y .

Obviamente, como é premissa da estimação via Vetores Autorregressivos Irrestritos a não existência de variáveis exógenas, todas as séries são testadas concomitantemente, sendo ora “dependentes” (y) ora “independentes” (x), já que é impossível assumir *a priori* se alguma série é mesmo independente (exógena).

Se, a cada variável y testada, os coeficientes de seus valores defasados e os das variáveis x forem conjuntamente significantes, é assumido que x “granger-causa” y . Caso todas as séries de interesse causem e sejam causadas pelas demais, não há variáveis exógenas, existindo justificativa para estimação do VAR irrestrito.

3.4 – Simulação de Cenários para os Fatores de Risco Macroeconômicos

Escolhido e estimado o modelo VAR para previsão conjunta dos valores médios dos fatores de risco macroeconômicos, os erros gerados por tal modelo são utilizados para construção da matriz de variância-covariância de tais fatores, que filtrará, via fatoração de Cholesky, potenciais choques aleatórios imputados às variáveis, num passo posterior do modelo.

Diferente da sugestão do *LongRun* (1999), neste modelo a matriz de erros Σ_x é construída simplesmente considerando-se as variâncias dos erros gerados $j = 1, 2, \dots, J$ passos à frente, para cada fator de risco, e as covariâncias entre estes erros.

Exemplo: estimando-se os valores médios para o fator de risco x_1 e para o fator de risco x_2 um passo e dois passos à frente ($j = 2$), há uma série de resíduos para cada fator, em cada data futura de interesse. Assim, a variância do fator x_1 com ele mesmo, ambos na data 1, é dada por $\sigma_{1,1}(x_1, x_1)$ e a variância do fator x_2 com ele mesmo, ambos na data 1, é dada por $\sigma_{1,1}(x_2, x_2)$. Já a covariância do fator x_1 com o fator x_2 , ambos na data 1, é dada por $\sigma_{1,1}(x_1, x_2) = \sigma_{1,1}(x_2, x_1)$. O mesmo raciocínio é válido para a data 2, onde os subscritos de σ são (2,2).

Também a variância do fator x_1 com ele mesmo, na data 1 e na data 2, dá-se por $\sigma_{1,2}(x_1, x_1) = \sigma_{2,1}(x_1, x_1)$ e a variância do fator x_2 com ele mesmo, na data 1 e na data 2 é dada por $\sigma_{1,2}(x_2, x_2) = \sigma_{2,1}(x_2, x_2)$. Da mesma forma, a covariância do fator x_1 com o fator x_2 , sendo x_1 na data 1 e x_2 na data 2, é dada por $\sigma_{1,2}(x_1, x_2) = \sigma_{1,2}(x_2, x_1)$. Portanto, a covariância do fator x_1 com o fator x_2 , sendo x_1 na data 2 e x_2 na data 1, dá-se por $\sigma_{2,1}(x_1, x_2) = \sigma_{2,1}(x_2, x_1)$:

$$\Sigma_X = \begin{bmatrix} \sigma_{1,1}(x_1 x_1) & \sigma_{1,2}(x_1 x_1) & \sigma_{1,1}(x_1 x_2) & \sigma_{1,2}(x_1 x_2) \\ \sigma_{2,1}(x_1 x_1) & \sigma_{2,2}(x_1 x_1) & \sigma_{2,1}(x_1 x_2) & \sigma_{2,2}(x_1 x_2) \\ \sigma_{1,1}(x_2 x_1) & \sigma_{1,2}(x_2 x_1) & \sigma_{1,1}(x_2 x_2) & \sigma_{1,2}(x_2 x_2) \\ \sigma_{2,1}(x_2 x_1) & \sigma_{2,2}(x_2 x_1) & \sigma_{2,1}(x_2 x_2) & \sigma_{2,2}(x_2 x_2) \end{bmatrix}$$

A matriz Σ_X assim construída para N fatores de risco macroeconômicos e J datas de interesse, tem dimensão (NJ, NJ) e serve à decomposição de Cholesky. Ressalta-se que, caso tal matriz não seja positiva definida, é utilizada a perturbação proposta pelo *LongRun* (1999), exposta no item 2.3.1, para tornar os autovalores desta matriz positivos. A matriz triangular inferior extraída de Σ_X (A) multiplica o vetor de choques aleatórios u , extraído de uma normal (0,1). Nota-se que o vetor u tem dimensão (NJ, M) , sendo M igual ao número de choques aleatórios sofridos por cada fator de risco em cada data de interesse, a ser definido pelo pesquisador.

Conforme já mencionado, a média dos choques gerados ainda é zero, uma vez que os vetores (u) são sorteados de uma distribuição normal padrão. Para resolver este problema, basta somar os valores previstos via VARM para cada fator de risco macroeconômico, em cada data de interesse j , a cada um dos M vetores-coluna de choques aleatórios:

$$\begin{bmatrix} x_{1,1} \\ \dots \\ x_{1,J} \\ \dots \\ x_{N,1} \\ \dots \\ x_{N,J} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{x}_{1,1} \\ \dots \\ \hat{x}_{1,J} \\ \dots \\ \hat{x}_{N,1} \\ \dots \\ \hat{x}_{N,J} \end{bmatrix} + A \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \\ \dots \\ u_{NJ} \end{bmatrix}$$

3.5 – Determinação da Estatística de Interesse

Calculados os valores mais prováveis para cada fator de risco macroeconômico, em cada data de interesse j ($\hat{x}_{n,j}$), e estressados tais valores pela consideração de M possíveis choques aleatórios, os M cenários futuros são imputados na equação que relaciona o fluxo de caixa livre (FCF) da empresa i em cada data de interesse. Torna-se importante destacar, conforme mencionado, que nesse passo os fatores de risco gerenciáveis são mantidos constantes ou fornecidos pela empresa.

Encontra-se, desta forma, uma distribuição empírica para o fluxo de caixa livre da empresa i , em cada data futura de interesse j . A partir da distribuição, é possível calcular a área sob FCF < 0 , em cada data futura de interesse. Tal área é igual à probabilidade da empresa i , na data futura j , não dispor de recursos para honrar seus compromissos.

Explorados todos os passos, o modelo proposto pode ser resumido pelo esquema exposto na Figura 1:

Figura 1: Modelo Teórico Esquemático

Fonte: Elaboração própria

CAPÍTULO 4: APLICAÇÃO DO MODELO PROPOSTO AO SETOR DE DISTRIBUIÇÃO DE ENERGIA ELÉTRICA BRASILEIRO

Exposta a metodologia proposta para estimação do fluxo de caixa em risco, o presente capítulo destina-se à aplicação empírica do modelo teórico desenvolvido às empresas pertencentes ao setor de distribuição de energia elétrica brasileiro.

A identificação da exposição do fluxo de caixa da empresa a fatores de risco começa pela análise de suas operações e estende-se até as decisões de investimento e de financiamento tomadas pela empresa. Como sugerem os analistas do JP Morgan e da Arthur Andersen em seu guia do gerenciamento de riscos corporativos (1997), ao analisar o fluxo de caixa da empresa, algumas respostas relacionadas ao ambiente operacional desta devem ser perseguidas. Com o objetivo de responder a tais questões, este capítulo inicia-se com uma descrição sumária de particularidades do setor elétrico brasileiro. Tal descrição torna-se relevante para o reconhecimento dos fatores que potencialmente afetam suas empresas. Entre estas, é de especial interesse neste trabalho aquelas atuantes no segmento de distribuição – as quais terão seus dados utilizados para a aplicação empírica do modelo de mensuração do fluxo de caixa em risco proposto, apresentada na segunda parte do capítulo.

4.1 - Panorama Geral do Setor de Energia Elétrica Brasileiro

O período mais recente da economia brasileira foi marcado pela abertura econômica, iniciada nos primeiros anos da década de 90 e incentivada pela estabilização trazida pelo Plano Real em 1994. Esses dois fatores criaram condições para ampliação do acesso ao crédito ao consumidor, melhoria da renda da população e retomada do crescimento nos primeiros anos que se seguiram à implantação do Plano. Entretanto, a eclosão da crise asiática em outubro de

1997 e a moratória russa em agosto de 1998 exigiram a adoção de medidas de ajuste econômico para enfrentar a crise internacional, gerando impactos negativos sobre o desempenho econômico. Na esteira da crise, as taxas de crescimento do PIB em 1998 e 1999 foram ínfimas: 0,2% e 0,8% respectivamente, contra 4,2 em 1995, 2,7% em 1996 e 3,3% em 1997.

Taxas tão modestas geraram impactos sobre o mercado de energia elétrica. Segundo Relatório Analítico Ciclo 2000 (Eletrobrás, 2001), o consumo de energia elétrica no mercado atendido pelas concessionárias do serviço público (sem considerar autoprodução) cresceu apenas 4,1% em 1998 e de 2,7% em 1999, contra aumentos de 5,9% em 1996 e 6,2% em 1997. Grande parte do crescimento modesto verificado em 1999 é atribuída aos efeitos da desvalorização cambial, ocorrida em janeiro de 1999, principalmente sobre a classe industrial. O consumo desta classe, que reflete muito rapidamente o comportamento da economia, cresceu apenas 0,2% em 1998 e 1,6% em 1999, contra 3,6% em 1996 e 4,9% em 1997.

O consumo residencial, que apresenta maior inércia, ainda manteve em 1998 o ritmo de expansão verificado nos anos anteriores (7,9% em 1996, 8,0% em 1997 e 7,1% em 1998). Contudo, em 1999, o crescimento foi de apenas 2,5%. Este fraco desempenho é atribuído à redução da renda média da população e às temperaturas mais amenas verificadas no ano.

Comparada às demais, a classe comercial manteve sua trajetória de crescimento elevado no período: 6,5% em 1996, 11,1% em 1997, 8,8% em 1998 e 4,9% em 1999, resultado da instalação e ampliação de estabelecimentos de alto padrão (principalmente *shopping centers*), intensificação das atividades ligadas ao turismo e lazer, ampliação do número de horas

trabalhadas no comércio e processo de modernização e informatização das atividades, especialmente no setor financeiro.

Passado o período 1998/1999, considerado de ajuste para a economia nacional, no ano 2000 consolidou-se a recuperação econômica ensaiada nos últimos meses de 1999. O consumo de energia acompanhou o momento favorável e registrou crescimento de 5% no ano, alavancado principalmente pelas classes comercial (8,8%) e industrial (5,9%). O setor residencial, devido à inércia natural, registrou crescimento de 2,7%.

Em 2001, no entanto, o enfraquecimento da economia mundial, a eclosão da crise argentina e a necessidade de manter-se o financiamento externo ao déficit comercial brasileiro impuseram limitações importantes ao crescimento da economia nacional, pela elevação das taxas de juros locais. Some-se a isso o fato do processo de privatização do setor elétrico brasileiro ter avançado fortemente no segmento de distribuição, mas pouco na geração, a indefinição das regras do setor, que inibiu novos investimentos necessários à expansão da geração, o contínuo crescimento do consumo de energia elétrica a taxas superiores às do PIB, que implicava em utilização crescente da capacidade dos reservatórios existentes, e, por fim, uma estação chuvosa menos favorável e o que se tem é a crise de energia de 2001.

Nesse ano, o país assistiu à primeira taxa negativa de crescimento do consumo em 50 anos (-6,5%), com o racionamento de energia estendendo-se de junho de 2001 a fevereiro de 2002 nas Regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste e, entre agosto e dezembro de 2001, na Região Norte.

Do total de eletricidade consumida em 2001, 44,5% foi destinado ao setor industrial, 23,8% ao setor residencial, 14,4% ao setor comercial e 9,2% ao setor público. Por ser o setor mais intensivo no uso de energia elétrica, a indústria foi a mais prejudicada, sendo a principal responsável pela queda no consumo ocorrida naquele ano.

Os grandes consumidores, eletrointensivos e representando historicamente cerca de 45% do consumo industrial total, foram especialmente atingidos pelas medidas ligadas à crise, reduzindo pesadamente seu consumo (-7,9% contra -5,5% no setor industrial como um todo em 2001). Vale destacar que os setores de alumínio, ferro-ligas, soda-cloro e cobre foram os que mais registraram quedas de consumo no ano: -11,5%, -17,8%, -15,0% e -17,9% respectivamente.

Além da retração do consumo na indústria, o estabelecimento de cotas de consumo residencial pelo racionamento trouxe também impactos relevantes. Atribuiu-se a superação da crise, principalmente, à ação direta da população, que reduziu seu consumo em 11,6% no ano.

Em fins de 2001, houve um ensaio de recuperação econômica, interrompido pela crise pré-eleitoral ocorrida a partir de maio de 2002, que culminou com um novo aumento das taxas de juros, desvalorização cambial e aceleração da escalada inflacionária. O crescimento tímido da economia nacional no período, aliado à redução da renda real das famílias, contribuiu para a fraca recuperação do consumo de energia elétrica pós-acionamento, tanto nos setores industrial e comercial quanto no residencial. Adicionalmente, o fim do racionamento revelou uma alteração no padrão de consumo de energia, cujas tendências e resultados ainda não estão totalmente definidos. O resultado é que a recuperação dos níveis de consumo pré-crise ainda não ocorreu, fato agravado pelo baixo nível de crescimento econômico.

Em termos regionais e novamente considerando apenas o mercado atendido pelas concessionárias (sem autoprodução), as regiões menos desenvolvidas do ponto de vista econômico têm apresentado taxas anuais de crescimento maiores no consumo de energia elétrica. Apesar disso, as disparidades regionais ainda são expressivas, refletindo o desequilíbrio da renda nacional.

Atualmente, encontra-se no subsistema interligado Norte a mais forte dinâmica de crescimento. O dinamismo do mercado é alavancado pelo consumo industrial, decorrente do potencial minero-metalúrgico e da disponibilidade de recursos energéticos da região atendida, destacando-se a exploração do minério de cobre no Pará e a iminente implantação de uma planta de pelotização no Maranhão.

Já o subsistema interligado Sudeste/Centro-Oeste é o que apresenta menor expectativa de crescimento. Em relação ao consumo residencial e comercial, o nível relativamente alto do consumo médio nas residências e um setor de comércio e serviços bem desenvolvido não deixam margem para grandes incrementos no consumo. Nos estados da Região Centro-Oeste, o destaque é o setor agropecuário, que sustenta ganhos de produtividade e competitividade expressivos ao longo dos últimos anos, mas não apresenta um coeficiente relevante de consumo de eletricidade.

Quanto ao consumo industrial na região, apesar de estarem previstas implantações e/ou ampliações de plantas industriais e projetos relevantes para o consumo de eletricidade nos estados atendidos, a dinâmica de mercado das empresas da Região Sudeste baseia-se em projetos de autoprodução. A autoprodução de energia elétrica, principalmente advinda de grandes consumidores industriais, tem se expandido vigorosamente e apresenta crescimento

médio anual da produção de 7,5% no período 1991-2001, contra 3,2% de incremento da produção média anual das Centrais Elétricas do Serviço Público (Eletrobrás, 2001).

Destaca-se, como grandes autoprodutores, os setores de siderurgia (Região Sudeste), petroquímica (Regiões Nordeste e Sul), papel e celulose (Regiões Sudeste e Sul) e alumínio (Regiões Norte e Sudeste).

Em relação às tarifas praticadas no mercado de energia elétrica, essas se dividem em tarifas de suprimento (cobradas pelas geradoras no repasse aos varejistas), fornecimento (cobradas pelos varejistas no repasse aos consumidores finais) e de transporte (cobradas pelas transmissoras dos geradores e varejistas). No momento, as tarifas de suprimento englobam a tarifa tradicional (determinada pelos Contratos Iniciais e Bilaterais), a tarifa de repasse de Itaipu e os preços cobrados pela energia de curto prazo (negociada no âmbito do MAE). Durante toda a década de 90, a tarifa de suprimento representou cerca de 40% da tarifa de fornecimento. Atualmente, este percentual encontra-se na faixa de 30%.

Até 1993, o mercado de energia elétrica no Brasil era tradicionalmente inelástico em relação às tarifas de fornecimento de energia (Eletrobrás, 2003). Entretanto, desde então, a contínua queda da renda média da população fez com que o peso da conta de energia aumentasse no orçamento familiar. Adicionalmente, aumentos nas tarifas vieram na esteira do movimento de privatização do setor elétrico: os contratos de concessão assinados, licitados em regime de concessão onerosa, previram recomposições tarifárias que implicaram em rápido crescimento das tarifas médias de fornecimento, sobretudo para os consumidores residenciais (IDEC, 2001). Além destas recomposições, destaca-se o aumento ocorrido em 2001, quando as tarifas

foram fortemente reajustadas de forma a compensar as perdas do setor, advindas do programa de redução do consumo, criado como solução para a crise energética.

Atualmente, as tarifas médias residenciais são as mais elevadas e as industriais as menos elevadas. A diferença é função da tensão recebida: quanto maior a tensão (consumidores industriais) menor a tarifa aplicada.

Além da descrição dos aspectos gerais do setor de energia elétrica brasileiro, é relevante ressaltar alguns aspectos relacionados às mudanças ocorridas nos últimos anos em seu ambiente regulatório. O auge da participação estatal no setor energético brasileiro ocorreu na segunda metade dos anos setenta, perdendo força ao longo da década de oitenta, devido a problemas de financiamento. Houve, durante os anos oitenta, uma combinação de redução nas tarifas energéticas, interrupção dos fluxos de crédito externo e interno e crise financeira nas empresas concessionárias e nos diferentes níveis de governo.

O início da década de 90 trouxe a necessidade de mudanças, evidenciada pela crise que paralisou um número relevante de obras em andamento no setor e suprimiu decisões de realização de novos investimentos. A mudança iniciada em 1992, um encontro de dívidas intra-setor público, daria origem à transição da configuração estatal a um modelo predominantemente de mercado e representaria o passo inicial de uma seqüência de radicais transformações na organização industrial e nas regras institucionais do setor. Nesse contexto, o Governo assumiria somente o papel de agente regulador e fiscalizador dos serviços de energia elétrica.

O período 1993-97, etapa de transição, apresenta a velha lógica estatal fragilizada e a nova lógica de mercado ainda sem condições de operar a contento. Para realizar a transição, o

Governo precisava instituir um marco regulatório completo e acabado. Portanto, em 1996, contratou-se, via consórcio gerenciado pela Coopers & Lybrand, um amplo e indispensável trabalho técnico de base para a nova modelagem setorial, incluindo temas fundamentais como regras de tarifação, forma de segmentar a propriedade no setor entre geração, transmissão e distribuição, transformação da Eletrobrás, etc. Através do Projeto RE-SEB (Projeto de Reestruturação do Setor Elétrico Brasileiro)³, iniciou-se a fase de concepção do novo modelo. Esse projeto reforçou a necessidade de se criar uma agência reguladora – a ANEEL, criada pela Lei 9.427, de 1996 e efetivamente instalada em dezembro de 1997 – um operador para o sistema (ONS) e um ambiente onde fossem transacionadas as compras e vendas de energia elétrica (MAE). As recomendações desse trabalho foram incorporadas na Lei 9.648, de maio de 1998.

A questão tarifária era preponderante para o sucesso do novo modelo e para a atração do capital privado. No início de 1997, as tarifas de fornecimento cobradas eram insuficientes para cobrir os custos marginais e os custos contábeis das concessionárias de distribuição, especialmente na região Norte do país. Dois fatores contribuíam para tal distorção: o achatamento das tarifas cobradas ao consumidor (fornecimento) durante os primeiros anos do Plano Real e o superdimensionamento das tarifas de suprimento (geração e transmissão). Estas últimas, estipuladas de modo a remunerar a base de ativos das geradoras e transmissoras, devido aos anos de hiperinflação, apresentavam valores superdimensionados: no início de 1997, no Norte e Nordeste, a base de ativos a ser remunerada era da ordem de US\$ 25 bilhões, enquanto que no Sudeste e Sul, regiões que abarcavam a maior parte do

³ Os relatórios do trabalho coordenado pela Coopers & Lybrand tornaram-se referência obrigatória na discussão brasileira sobre o setor nos últimos anos ("Projeto de reestruturação do setor elétrico brasileiro", Eletrobrás, dezembro de 1997). Os relatórios podem ser baixados, na íntegra, da página da Eletrobrás na Internet (www.eletrobras.gov.br).

mercado consumidor, a base de ativos a ser remunerada era inferior a US\$ 10 bilhões. Não restava dúvida de que tal base deveria ser revisada, inclusive via *write-offs* ou reconhecimento de custos afundados, de modo a desonerar as tarifas de suprimento.

De forma a corrigir tais distorções, o modelo RE-SEB previa que nas áreas de geração e comercialização, áreas onde haveria competição, as tarifas fossem livres. As tarifas no segmento de geração, entretanto, deveriam refletir os custos marginais de longo prazo de investimentos considerados “prudentes”.

A comercialização dos blocos de energia poderia ser de curto prazo (mercado *spot*) ou de longo prazo e ocorreria através da negociação de contratos financeiros. O grosso do mercado, porém, seriam os contratos de longo prazo, denominados contratos bilaterais (ou *Purchase Power Agreement* – PPA), cujo objetivo era evitar as incertezas provocadas pela volatilidade dos preços no mercado *spot*. Esses contratos teriam preço da energia, volumes e períodos de vigência (mínimo de 2 anos) prefixados e negociados nos termos de um mercado competitivo, e substituiriam os antigos contratos de suprimento por quatro anos até então em vigor. Seus preços deveriam sinalizar os custos marginais de longo prazo da geração – definidos como o custo para atender a uma unidade adicional de demanda com ampliação da capacidade.

No entanto, para evitar eventual explosão de preços de energia – a imediata entrada em vigor da livre negociação de contratos de suprimento de energia provocaria um choque nos preços da eletricidade no Brasil, pois o custo médio de suprimento, repassado para a concessionária monopolista de distribuição, e desta para os consumidores finais, iria refletir os crescentes custos marginais de expansão do sistema. Além disso, com a grande diversidade de custos no parque brasileiro, as centrais de geração já amortizadas (produtoras da chamada “energia

velha”) gozariam de um enorme diferencial de receitas que aumentaria sobremaneira seus lucros – haveria um período de transição, durante o qual teriam vigência os Contratos Iniciais, correspondentes à adaptação e extensão por um período de oito anos dos antigos contratos de suprimento entre geradores e distribuidores, nos volumes de energia firme existentes. Tais contratos seriam firmes, ou seja, se aplicariam independentemente das condições vividas pelo gerador ou pelo comprador, de modo que eventuais superávits ou déficits de energia fossem contratados no âmbito do mercado *spot*, ao preço deste mercado.

Nos primeiros quatro anos (1998-2001) de vigência dos Contratos Iniciais, os volumes contratados cresceriam à medida que novas usinas *velhas* entrassem em operação – tais usinas eram aquelas com concessão já outorgada à época da publicação da Lei das Concessões (Lei 8.987, de 1995) – permanecendo constantes no quinto ano (Born e Almeida, 1999); nos três anos subseqüentes (2003-2005), tais volumes seriam reduzidos em 25%. Isso significava que só a partir de 2006 passaria a existir um mercado livre de compra e venda de energia, a preços de mercado, baseados no custo marginal de longo prazo.

O preço destes Contratos Iniciais, por considerar um mix de usinas operando sob diferentes estruturas de custos, seria próximo, portanto, ao dos antigos contratos de suprimento e inferior ao dos futuros contratos bilaterais, estes últimos baseados no custo marginal de longo prazo.

Quanto ao mercado *spot*, de forma semelhante ao modelo inglês, foi criado, em janeiro de 1999, um Mercado Atacadista de Energia Elétrica (MAE), no qual deveriam ocorrer livremente as transações de compra e venda de energia elétrica, nos sistemas elétricos interligados. Os superávits ou déficits dos varejistas (diferença entre a energia bilateralmente contratada e a distribuída) e das geradoras (diferença entre a energia bilateralmente contratada

e a energia efetivamente produzida ou previamente contratada de outra geradora) seriam negociadas no MAE, representando a exposição desses agentes ao mercado *spot*. Contudo, a exposição máxima aos preços do MAE permitida aos varejistas estaria limitada a um percentual de sua demanda geral de energia para o mercado cativo: 5%, devendo 95% da energia total demandada pelo mercado cativo ser contratada bilateralmente.

Já em relação às duas áreas de monopólio natural, ou seja, transmissão e distribuição (ou simplesmente transporte), a regulação tarifária seria realizada pela ANEEL, aplicando uma variante do sistema *price-cap*. Este critério, chamado *revenue-cap*, baseia-se na receita permitida, estabelecida pelo regulador, para cada uma das empresas, incidindo sobre ela um fator de eficiência (fator X). Nesse critério, a receita da firma seria desagregada em seus diversos componentes, para os quais o regulador estabeleceria parâmetros, que formariam a receita permitida. Nesse mecanismo, além da consideração da inflação passada, haveria ainda o repasse automático da totalidade dos custos da energia elétrica comprada (fator Y).

As concessionárias do mercado de distribuição possuiriam um cronograma de reajuste de tarifas, previamente definido nos contratos de concessão. Por ser necessário preservar o preceito legal de equilíbrio econômico-financeiro, os contratos de concessão das distribuidoras especificavam três mecanismos de atualização tarifária: i) reajuste anual; ii) revisão periódica; iii) revisão extraordinária. Os reajustes anuais pretendiam oferecer à concessionária a perspectiva de que, no período entre revisões, o equilíbrio econômico-financeiro de sua concessão não sofreria a corrosão do processo inflacionário, sendo-lhe permitida a apropriação de parte dos ganhos de eficiência econômica que viesse a alcançar no período entre revisões. Os reajustes anuais só ocorreriam nos anos situados entre as revisões tarifárias periódicas. As revisões periódicas seriam feitas geralmente a cada quatro anos e

teriam por objetivo restabelecer o equilíbrio econômico-financeiro da concessão. Tais revisões ocorreriam em duas etapas: a primeira seria o reposicionamento tarifário, na qual a ANEEL estabeleceria para cada distribuidora novas tarifas compatíveis com a cobertura dos custos operacionais e com a obtenção de um retorno adequado sobre investimentos “prudentes” realizados: ativos das concessionárias efetivamente prestando o serviço ao consumidor (subestações, linhas de distribuição, edifícios, etc.) avaliado pelo custo de reposição a valor de mercado; a segunda consistiria na definição do fator de eficiência X. Quanto às revisões extraordinárias, estas poderiam ser solicitadas nos períodos de reajuste, sempre que algum evento provocasse significativo desequilíbrio econômico-financeiro da concessão.

Os contratos de concessão assinados sob esse modelo determinavam que a receita inicial da concessionária fosse definida por duas parcelas: a “A”, que envolve custos não-gerenciáveis explícitos no contrato e a “B”, que engloba custos gerenciáveis. Previam ainda que, a cada ano, fossem integralmente repassadas às tarifas as variações anuais da Parcela A e que a Parcela B fosse reajustada pelo Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M) ajustado pelo fator de eficiência X estimado para os próximos anos, determinado na revisão periódica (tal fator foi definido como zero até o final do primeiro período tarifário, encerrado em 2003).

Portanto, os reajustes anuais seriam calculados com base na seguinte fórmula paramétrica, conhecida como Índice de Reajuste Tarifário (IRT):

$$IRT = [VPA1 + VPB0 * (IGPM - X)]/RA0$$

onde:

- IRT corresponde ao reajuste tarifário a ser aplicado anualmente;
- parcela VPA1 composta pelos custos que independem de decisões das concessionárias, ou custos não-gerenciáveis: CCC, Quota da Reserva Global de Reversão (RGR), Taxa de Fiscalização de Serviços de Energia Elétrica (TFSEE), CFURH, Energia Comprada para Revenda Convencional e de Itaipu, Encargos pelo Uso do Sistema de Transmissão, Transporte de Itaipu e Encargos de Conexão ao Sistema de Transmissão;
- parcela VPB0 composta pelos custos que dependem essencialmente da eficácia da gestão empresarial, ou custos gerenciáveis: gastos com Pessoal, Materiais, Serviços de Terceiros, Outras Despesas e Remuneração. O IGP-M da Fundação Getúlio Vargas foi utilizado como indexador para os custos controláveis;
- X é o fator de eficiência;
- RA0 corresponde à receita anual da concessionária;
- os índices 1 e 0 correspondem, respectivamente, ao ano em que a tarifa será aplicada e ao ano imediatamente anterior.

É importante notar que, tanto nas parcelas de custos quanto na parcela de receita da fórmula acima, não deveriam ser contabilizados os valores relativos à aquisição e à comercialização de energia para os consumidores livres. Tampouco se contabilizaria os custos relativos às atividades não vinculadas à prestação de serviços elétricos (como, por exemplo, a venda de serviços para telefonia).

Para finalizar a descrição desse período, ressalta-se a configuração do mercado em fins de 1997: cerca de 40% da geração era realizada pelas quatro subsidiárias da *holding* estatal Eletrobrás: FURNAS, CHESF, ELETRONORTE e ELETROSUL. Dessas, apenas a ELETROSUL teve suas atividades de geração privatizadas em dezembro de 1997,

permanecendo as demais geradoras sob o controle do Estado. Outros 17% vinham da estatal binacional brasileiro-paraguaia Itaipu. Para viabilizar a construção desta usina, as concessionárias de geração de energia elétrica interconectadas ao sistema Sul/Sudeste/Centro-Oeste foram obrigadas a adquirir uma cota-parte da energia gerada, proporcional às suas participações no mercado. O preço da energia de Itaipu é definido com base no custo do serviço da dívida do empreendimento, corrigido pela variação cambial, somado às despesas operacionais da usina, sem ter sofrido qualquer modificação a partir da adoção do novo modelo. Do restante gerado, 36% provinha de concessionárias pertencentes aos Estados, principalmente CESP e ELETROPAULO, em São Paulo, CEMIG, em Minas Gerais, COPEL, no Paraná e CEEE, no Rio Grande do Sul, e 7% de autoprodutores e de pequenas concessionárias municipais e privadas.

No final de 2002, entretanto, já havia 74 geradoras operando sob a forma de concessionárias do serviço público. Além destas concessionárias, existiam ainda cerca de 427 autoprodutores de energia – pessoa física ou jurídica com concessão ou autorização para produzir energia elétrica destinada a seu uso exclusivo – e 383 produtores independentes – pessoa jurídica com concessão ou autorização do poder concedente para produzir energia elétrica destinada ao comércio de toda ou parte da energia produzida, por sua conta e risco. Ao todo, o mercado gerador no Brasil contava com aproximadamente 880 agentes.

Quanto à transmissão, até 1999, esta era realizada principalmente pelas quatro empresas geradoras federais subsidiárias da Eletrobrás e pelas quatro grandes empresas geradoras estaduais. Após a implantação do modelo, os recursos empregados na expansão do sistema de transmissão passaram a ser da iniciativa privada.

Além do segmento de transmissão, as privatizações avançaram bastante também no segmento de distribuição. A ESCELSA foi a primeira distribuidora a ser privatizada, em 1995. Após a reestruturação do setor, algumas empresas foram obrigadas a separar suas atividades de geração, transmissão e distribuição, dando origem a novas concessionárias. O mercado de distribuição de energia elétrica é atualmente atendido por 64 concessionárias estatais e privadas – contra 60 em 1995 – que atendem cerca de 47 milhões de unidades consumidoras, das quais 85% são consumidores residenciais.

Em 2003, entretanto, o Ministério das Minas e Energia (MME, 2003) considerou que o modelo introduzido na segunda metade da década de 90 (RE-SEB) não havia sido plenamente implantado, criando certa frustração nos agentes quanto às seguintes questões: a tarifa de fornecimento ficou além do nível geral de preços da economia; houve um racionamento de proporções importantes nas regiões Sudeste, Nordeste, Centro-Oeste e parte da região Norte; a expansão do sistema ficou prejudicada e sobreveio uma crise financeira que re-introduziu a questão da inadimplência nos fluxos financeiros intra-setoriais e causou impactos sobre a capacidade de geração de recursos das empresas para a manutenção adequada da prestação do serviço.

Em função desses fatores, o atual Governo decidiu rever as bases do modelo institucional do setor elétrico, propondo um Novo Modelo. Tal modelo foi regulamentado, por Medidas Provisórias, em 11 de dezembro de 2003, com entrada em vigor prevista para 2004.

Para que a nova proposta funcione, entretanto, um dos desafios precípuos do MME será recapitalizar as concessionárias que, devido à crise energética, passaram a apresentar um quadro de falta de liquidez financeira e graves prejuízos operacionais. Isso porque o modelo

anterior previa que, caso não tivessem energia para entregar, as empresas teriam que adquirir energia extra no âmbito do mercado atacadista. Com a crise do racionamento, o preço da energia neste mercado explodiu, causando impactos desfavoráveis aos caixas das empresas que adquiriram energia no período.

Para administrar a crise, o Governo instituiu a Câmara de Gestão da Crise de Energia (GCE), que coordenou a significativa redução no consumo, contratou capacidade emergencial de geração e articulou o Acordo Geral do Setor Elétrico, com previsão de recomposição tarifária extraordinária para compensar as perdas financeiras dos concessionários no período. O Acordo Geral do Setor Elétrico, com bases fundamentais estabelecidas em dezembro de 2001, foi regulamentado pela Medida Provisória n.º 14, de 21/12/2001, posteriormente convertida na Lei n.º 10.438, de 26/04/2002. Ficou estabelecido um ativo regulatório ("Recomposição Tarifária Extraordinária") a ser realizado pela aplicação de adicionais tarifários. Estes adicionais tarifários permitiriam a recomposição das receitas e de parte das exposições financeiras dos agentes ocorridas durante o racionamento.

Por esse acordo: a) haveria financiamento do BNDES às empresas distribuidoras, que teriam um prazo de dois dias, após o recebimento destes recursos, para repassá-los às geradoras. No total, o banco colocou à disposição das empresas R\$ 5,4 bilhões. Para que as distribuidoras pagassem o empréstimo que receberam do BNDES, adicionais tarifários seriam cobrados dos consumidores em suas contas mensais (0% para o consumidor de baixa renda, 2,9% para os consumidores residenciais e 7,9% para os demais); b) a recomposição devida a geradores e distribuidores seria parcial e excluiria perdas atribuíveis aos riscos inerentes à atividade; c) as concessionárias deveriam renunciar a pedido de revisão tarifária extraordinária relativa a fatos ocorridos desde a assinatura dos contratos de concessão até 31 de dezembro de 2001; d) a

aplicação dos adicionais tarifários deveria ocorrer por prazo estritamente limitado à realização dos valores a recompor (aproximadamente 36 meses); e) deveria haver adesão global ao acordo; f) as empresas deveriam extinguir todos os pleitos judiciais e administrativos em curso sobre os temas tratados no acordo. Em troca, as distribuidoras deveriam renunciar à comercialização das sobras de energia de seus Contratos Iniciais. Assinaram o acordo empresas concessionárias responsáveis por quase a totalidade da energia elétrica produzida e distribuída no Brasil (Otávio Castello Branco e André Serrão Borges de Sampaio, O Estado de São Paulo, 12/07/2002).

Passada a crise de oferta de energia, o consumo faturado pelos concessionários foi estruturalmente alterado, permanecendo em 2002 no mesmo patamar de 1999. A saúde financeira das distribuidoras, abalada não só pela queda do consumo mas também pelo impacto da variação cambial ocorrida em 2002, estava definitivamente comprometida no início de 2003. O Governo acenou com algumas soluções emergenciais, como o repasse, pelo BNDES, de mais R\$ 1,9 bilhão às distribuidoras que tivessem perdas com variação cambial na compra da energia de Itaipu (parcela CVA). A CVA (Conta de Compensação de Variações de Valores de Itens da Parcela A), uma antiga reivindicação das concessionárias discutida no âmbito do Acordo Geral do Setor Elétrico e regulamentada pela Portaria Interministerial 296, de 25/10/2001, tem como objetivo compensar as distribuidoras pelas variações mensais nos custos não-gerenciáveis (Parcela A) ocorridas entre reajustes tarifários (variação intra-ano), incluindo encargos financeiros. O saldo desta conta, definido como o somatório das diferenças, positivas ou negativas, entre o valor do item na data do último reajuste tarifário da distribuidora e o valor do item na data de seu efetivo pagamento, acrescidas da remuneração financeira, é contabilizado na Parcela A e repassado aos consumidores à época do reajuste anual. Entretanto, o Governo, em decisão conjunta com as distribuidoras, protelou o repasse

da CVA dos últimos 12 meses para as tarifas reajustadas no período entre abril de 2003 a abril de 2004, a fim de evitar reflexos negativos na inflação. Para compensar as distribuidoras pela perda, concedeu o empréstimo (através de MP 127, de 05/08/2003), a ser pago em três parcelas.

Portanto, antes da entrada em vigor do Novo Modelo, é preciso que os problemas atuais sejam equacionados. Caso contrário, estima-se que o setor não volte a investir, o que pode provocar um novo racionamento de proporções relevantes em 2006.

4.2 – Aplicação do Modelo Proposto às Distribuidoras de Energia Elétrica Brasileiras

O objetivo nesta segunda parte do capítulo é aplicar a metodologia de cálculo do fluxo de caixa em risco, proposta no Capítulo 3, às distribuidoras de energia elétrica no Brasil.

Para determinação do fluxo de caixa em risco, a metodologia proposta sugere os seguintes passos:

- 1) escolha da variável de interesse e do horizonte temporal de previsão: a aplicação considera como variável dependente o fluxo de caixa livre (FCF) de empresas distribuidoras de energia, observado 2 períodos à frente ($j=2$), em vértices trimestrais. Para tanto, trabalha-se com os dados disponíveis até o 4º trimestre de 2002, reservando-se os do 1º e 2º trimestres de 2003 para procedimentos de *backtesting*;
- 2) seleção de candidatos a fatores de risco macroeconômicos e próprios e determinação, via equações econométricas, de como a variável dependente é afetada por eles: aqui faz-se a opção por manter algumas identidades contábeis e utilizar a estimação em painel para determinação dos fatores de risco;

- 3) estimação econométrica do comportamento dos fatores de risco macroeconômicos ao longo do tempo: nesta aplicação, estima-se o comportamento dos fatores de risco macroeconômicos, em j datas futuras, a partir de vetores autorregressivos irrestritos, sem mecanismo de correção de erros;
- 4) simulação de cenários para os fatores de risco macroeconômicos: emprega-se o método de fatoração de Cholesky sobre a matriz de covariância gerada pelos resíduos do modelo de vetores autorregressivos, adaptada conforme sugestão do *CorporateMetrics* (1999) para filtragem dos choques gerados;
- 5) cálculo do fluxo esperado sob cada cenário sorteado;
- 6) gráfico da distribuição empírica de fluxos estimados e cálculo da estatística de interesse: nesta aplicação, a estatística de ordem de interesse é zero (quantil referente ao fluxo de caixa igual a zero). Portanto, a área sob a curva retorna a probabilidade de a empresa não dispor de recursos para honrar seus compromissos em determinada data futura j (FCF negativo).

4.2.1 – Amostra de Trabalho e Dados Coletados

Para a aplicação do modelo, foram coletados dados das empresas distribuidoras de energia elétrica brasileiras que publicaram seus demonstrativos contábeis, em base regular, através do Sistema de Divulgação Externa (DIVEXT) da Comissão de Valores Mobiliários (CVM). A amostra final contou com 25 empresas, apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1: Amostra de Empresas

Nome da empresa	Sigla utilizada	Informações desde
1. Cia. Energética de Minas Gerais	MG	1º T/95
2. Cia. Paranaense de Energia	PR	1º T/95
3. Caiuá Serviços de Eletricidade S.A.	REDE	1º T/95
4. Aes Sul Distribuidora Gaúcha de Energia S.A	AES	3º T/97
5. Cia. Eletricidade da Bahia	BA	1º T/95
6. Eletropaulo Metropolitana (AES Eletropaulo)	SP	1º T/96
7. Espírito Santo Centrais Elétricas S.A.	ES	1º T/95
8. Light Serviços de Eletricidade S.A.	LIG	1º T/95
9. Cia. Energética de Brasília S.A.	CEB	1º T/98
10. Cia. Energética de Pernambuco	PE	1º T/95
11. Cia. Energética de Goiás	GO	1º T/95
12. Cia. Energética do Maranhão	MA	1º T/96
13. Elektro Eletricidade e Serviços S.A.	ELK	2º T/98
14. Rio Grande Energia S.A.	RGE	3º T/97
15. Energisa S.A.	GISA	1º T/98
16. Empresa Energética do Mato Grosso do Sul S.A.	MS	1º T/95
17. Cia. Força e Luz Cataguases-Leopoldina	CTLEO	1º T/95
18. Bandeirante Energia S.A.	EBE	1º T/98
19. Centrais Elétricas de Santa Catarina S.A.	SC	1º T/95
20. Centrais Elétricas do Pará S.A.	PA	1º T/98
21. Centrais Elétricas Matogrossenses S.A.	MT	1º T/96
22. Cia. Eletricidade do Rio de Janeiro	RJ	1º T/95
23. Cia. Energética do Ceará	CE	1º T/95
24. Cia. Energética do Rio Grande do Norte	RN	1º T/98
25. Cia. Estadual de Energia Elétrica	CEE	1º T/95

Fonte: Elaboração própria.

A partir da análise dos demonstrativos contábeis dessas distribuidoras, extraiu-se, em base trimestral, desde quando disponível⁴, as seguintes informações:

I. Demonstração do Resultado do Exercício (DRE):

- a) receita bruta trimestral (em R\$);
- b) deduções à receita bruta trimestral (em R\$);
- c) custo dos produtos vendidos (em R\$);
- d) despesas operacionais (em R\$);
- e) despesas financeiras líquidas (em R\$);

II. Demonstração da Origem e Aplicação dos Recursos (DOAR)

- f) depreciação (em R\$);
- g) variação do Ativo Permanente: Investimentos, Imobilizado e Diferido (em R\$).

III. Relatório Anual ou Comentário de Desempenho do Trimestre

- h) mercado atendido (em GWh);
- i) número de consumidores atendidos;
- j) reajuste anual de fornecimento (% e data de aplicação);
- k) indicador de duração de interrupção no atendimento (DEC);
- l) indicador de frequência de interrupção no atendimento (FEC);
- m) investimentos realizados no período (em R\$)
- n) estoque de dívida em moeda estrangeira (em R\$);
- o) estoque de dívida em moeda nacional (em R\$);

⁴ Algumas empresas foram criadas a partir da privatização ou cisão de empresas antigas, passando a divulgar demonstrações contábeis somente a partir de 1996, 1997 ou 1998.

Ressalta-se que as informações acima se referem às empresas controladoras, expressas em moeda do período, sem qualquer indexação ou correção monetária.

Além das informações específicas das empresas, levantou-se, a partir de diversas bases de dados, as seguintes informações macroeconômicas:

p) Tarifa Média de Fornecimento – Brasil (em R\$)

Fonte: Eletrobrás, desde fev/90

q) PIB (dessazonalizado, a preços de mercado, base 1990=100)

Fonte: Banco Central do Brasil, desde mar/91

r) Indicador do Nível de Atividade - INA (base 1991=100)

Fonte: FIESP, desde jan/86

s) Indicador da Produção Industrial (base 1991=100)

Fonte: IBGE, desde jan/80

t) M1 (média dos dias úteis do mês – em R\$)

Fonte: Banco Central do Brasil, desde jan/80

u) IPCA (% mensal)

Fonte: IBGE, desde jan/80

v) IGP-M (% mensal)

Fonte: Economática, desde jan/90

w) TJLP (% anual)

Fonte: Economática, desde dez/94

x) SELIC (% mensal)

Fonte: Economática, desde jan/90

x) PTAX (R\$/US\$)

Fonte: Economática, desde jan/90

y) C-BOND (preço de fechamento – em R\$)

Fonte: Bloomberg, desde dez/94

z) Consumer Price Index – CPI/USA (% mensal)

Fonte: Bloomberg, desde jan/84

Algumas das informações retrocitadas são utilizadas na construção da variável dependente do modelo (fluxo de caixa livre), conforme detalhado no próximo item. As demais, são testadas como variáveis independentes, portanto, determinantes de oscilações nos fluxos de caixa livres das empresas.

4.2.2 – Determinação do Fluxo de Caixa Livre de cada Empresa i , na data j

De forma a viabilizar a obtenção do fluxo de caixa livre contábil para todas as 25 empresas da amostra, nos 34 trimestres considerados, optou-se por empreender algumas simplificações necessárias ao analista externo à empresa:

- a) utilizou-se o lucro operacional do exercício (receita bruta menos deduções, menos custo do produto vendido, menos despesas operacionais, menos despesas financeiras líquidas), acrescido da despesa de depreciação (quando esta tivesse sido previamente descontada como despesa operacional). Com isso, eliminou-se contas não caixa (tais como resultado de equivalência patrimonial);
- b) considerou-se estoques como iguais a zero, e prazos médios de recebimento de clientes iguais aos prazos médios de pagamento aos fornecedores. Com isso, eliminou-se as necessidades de capital de giro das empresas;
- c) valeu-se das variações na conta Ativo Permanente (obtidas pela DOAR e rateadas trimestralmente de acordo com o percentual de despesas operacionais do trimestre em relação

às despesas operacionais anuais) como *proxy* para gastos de capital (*Capital Expenditures* ou CAPEX);

d) empregou-se as variações na conta Empréstimos e Financiamentos de Curto e Longo prazo (obtidas pelo Balanço Patrimonial), assumindo-as como alterações líquidas no financiamento (contratação de novas dívidas, mais encargos financeiros apropriados por competência mas não desembolsados, menos amortizações).

A variável assim criada, para cada empresa i , em cada data j , é denominada Fluxo de Caixa Livre (FCF).

Em relação aos vértices do fluxo (datas de interesse), destaca-se que a existência de dados em base trimestral, menor desagregação possível de informações públicas, foi responsável pela escolha dos vértices trimestrais de pagamento nessa aplicação. Portanto, os vértices do fluxo foram sempre março, julho, setembro e dezembro de cada ano. Obviamente, tal escolha é determinada por estar-se fora da empresa. Caso o estudo seja conduzido com informações privadas, tais vértices podem ser mensais, ou obedecer às datas constantes no *budget plan* elaborado pela empresa, conforme mencionado no Capítulo 3.

4.2.3 – Escolha dos Candidatos a Fatores de Risco

A escolha dos candidatos a variáveis independentes limitou-se pela disponibilidade de dados existentes e pela necessidade de se chegar a resultados parcimoniosos, que permitissem a estimação de vetores autorregressivos. Assim, a opção foi considerar as seguintes variáveis como explicativas:

- a) despesas com compra de energia (30% da receita bruta da empresa, em R\$);
- b) mercado atendido pela empresa (em GWh);

- c) número de consumidores atendidos pela empresa;
- d) reajuste anual de fornecimento concedido à empresa (% anual igualmente rateado nos trimestres);
- e) indicador de duração de interrupção no atendimento da empresa (DEC);
- f) indicador de frequência de interrupção no atendimento da empresa (FEC);
- g) estoque de dívida em moeda estrangeira mantido pela empresa (em R\$);
- h) estoque de dívida em moeda nacional mantido pela empresa (em R\$);
- i) Tarifa Média de Fornecimento – Brasil (% trimestral)
- j) PIB, INA e Produção Industrial (% trimestral)
- k) IPCA, IGPM e M1 (% trimestral)
- l) TJLP e SELIC (% trimestral)
- m) PTAX (% trimestral)
- n) C-Bond e CPI/USA (% trimestral)

As variáveis PIB (Produto Interno Bruto), INA (Indicador do Nível de Atividade) e Produção Industrial foram incluídas como *proxies* para nível de atividade no setor industrial e comercial; IPCA (Índice Geral de Preços – Amplo), IGPM e M1 (papel-moeda em circulação) como *proxies* para inflação, sendo o IGPM o indexador das receitas e de algumas das despesas das concessionárias; TJLP (Taxa de Juros de Longo Prazo) e SELIC como *proxies* para taxas de juros, que limitam o consumo das famílias, ao mesmo tempo em que indexam uma parte do endividamento das empresas; PTAX para câmbio, já que grande parte da dívida do setor é em moeda estrangeira, e C-Bond e CPI/USA (Consumer Price Index) como *proxies* para atração de capital estrangeiro.

É importante ressaltar que a escolha, *a priori*, do conjunto de potenciais variáveis explicativas não obedeceu a nenhum critério estatístico mas, ao contrário, foi empreendida tomando-se por base apenas o estudo do setor. Obviamente, ao escolher um conjunto tão restrito de variáveis, deixa-se de fora um vasto campo de pesquisa. Entretanto, o método selecionado para previsão dos fatores de risco macroeconômicos (vetores autorregressivos) exige parcimônia do pesquisador, uma vez que, para um conjunto de n variáveis, há que se estimar conjuntamente n^2 parâmetros para cada defasagem temporal considerada. Nada impede, entretanto, que, em estudos posteriores, outras variáveis explicativas sejam consideradas.

4.2.4 – Identificação dos Fatores de Risco Relevantes: Estimação em Painel

Para a estimação da equação determinante dos fatores de risco do FCF, adotou-se o seguinte procedimento:

- a) estimar, via painel, os fatores de risco de cada componente do FCF separadamente, quais sejam: “Receita Bruta”, “Despesas Operacionais” e “Despesas Financeiras Líquidas”;
- b) empregar, como estimativa das “Deduções” (impostos, abatimentos, etc.), a média histórica de cada empresa, dado que tal conta apresenta pouquíssima variabilidade;
- c) considerar CAPEX e variação do endividamento como contas gerenciáveis, ou seja, passíveis de serem alterados pela empresa de acordo com as condições do ambiente macroeconômico. Com isso, decidiu-se não estimar fatores de risco para tais componentes do fluxo de caixa e utilizar o último valor disponível como a melhor estimativa para o período.

Ao final da estimação, as contas componentes do Fluxo de Caixa Livre foram novamente somadas, de modo a restaurar a variável de interesse (FCF).

Considerando que a aplicação realizada utilizou unicamente informações públicas (de fora da empresa) e que as empresas apenas divulgam informações contábeis em base trimestral, a opção pela estimação em painel aumentou consideravelmente o volume de informações disponíveis. Caso a opção fosse por trabalhar com uma única empresa observada desde 1995, haveria 32 trimestres para estimação e 2 para *backtesting*. Ao trabalhar com 25 empresas observadas ao longo do tempo, chegou-se a 690 dados para estimação e 50 para *backtesting*.

A seguir, apresenta-se os resultados da estimação via dados em painel, realizada no *software* STATA 8.0.

Os testes de Breusch-Pagan e Hausman revelaram a existência de efeitos fixos, como esperado. Portanto, a estimação foi realizada considerando-se tais efeitos e extraíndo-se uma *dummy* para cada empresa. Nesta *dummy* estão consideradas todas as variáveis omitidas no modelo.

Os resultados para a variável “Receita Bruta” estão detalhados na Tabela 2. Ressalta-se que houve necessidade de se incluir uma *dummy* para o período posterior ao 4º T/01, data de concessão do Reajuste Tarifário Extraordinário, que compensava as perdas do racionamento.

Tabela 2: Resultados “Receita Bruta”

Resultados “Receita Bruta”							
Fixed-effects (within) regression							
Number of obs = 691							
R-sq: within = 0.3902							
between = 0.8492							
overall = 0.4912							
F(5,661) = 84.61							
corr(u_i, Xb) = 0.5129							
Prob > F = 0.0000							
rec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
drte2	186308.4	16493.09	11.30	0.000	153923.2	218693.5	
mercado	.0248628	.006706	3.71	0.000	.0116951	.0380304	
ProdInd	-2109.879	566.7824	-3.72	0.000	-3222.79	-996.9683	
igpm	4898.772	1840.298	2.66	0.008	1285.238	8512.306	
selic	-29761	2498.363	-11.91	0.000	-34666.68	-24855.31	
_cons	413917.5	24608.14	16.82	0.000	365597.9	462237	

Fonte: STATA 8.0

É interessante notar que todas as variáveis independentes apresentaram os sinais esperados para os coeficientes (*dummy* DRTE2, MERCADO em Gwh, IGPM e SELIC), à exceção da variável Produção Industrial (PRODIND), negativamente correlacionada às receitas apuradas. Prováveis explicações para tal relação são as tarifas mais baixas cobradas de consumidores industriais e a opção, cada vez mais recorrente, das indústrias pela autoprodução em períodos de pico da atividade econômica.

A Tabela 3 apresenta os resultados para a variável “Despesas Operacionais”, que engloba tanto custos quanto despesas operacionais propriamente ditas. Para determinação dessa variável foi incluída uma *dummy* em jan/99 (data da desvalorização cambial), já que parte da energia comprada pelas distribuidoras das Regiões Sul e Sudeste vem de Itaipu, cujas tarifas

são indexadas ao dólar. A *dummy* DRTE difere da DRTE2 por considerar o efeito da revisão tarifária apenas sobre o 4ºT/01.

Tabela 3: Resultados “Despesas Operacionais”

Resultados “Despesas Operacionais”

Fixed-effects (within)

Number of obs = 691

R-sq: within = 0.2834

between = 0.8859

overall = 0.5100

F(6,660) = 43.51

corr(u_i, Xb) = 0.5626

Prob > F= 0.0000

desptot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
drte	167686.3	25587.84	6.55	0.000	117442.9	217929.7
dcambio	60828.77	15972.46	3.81	0.000	29465.82	92191.72
mercado	.0182344	.0054726	3.33	0.001	.0074886	.0289802
ProdInd	-1516.764	480.2427	-3.16	0.002	-2459.752	-573.7763
igpm	8376.155	1483.706	5.65	0.000	5462.801	11289.51
selic	-21341.1	1986.93	-10.74	0.000	-25242.57	-17439.64
_cons	271991.4	19903.3	13.67	0.000	232909.9	311072.8

Fonte: STATA 8.0

A Tabela 4 apresenta os resultados para a última variável estimada: “Despesas Financeiras Líquidas”. Na determinação desta variável foi incluída uma *dummy* em jan/99 (data da desvalorização cambial). Foram significantes as variáveis: *dummy* (DCAMBIO), estoque de dívida estrangeira (DIVEST), estoque de dívida nacional (DIVNAC), PTAX e CBOND.

Tabela 4: Resultados “Despesas Financeiras”

Resultados “Despesas Financeiras”

Fixed-effects (within) regression

Number of obs = 691

R-sq: within = 0.4805

between = 0.8334

overall = 0.5427

F(5,661) = 122.27

corr(u_i, Xb) = -0.2774

Prob > F = 0.0000

despfin	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dcambio	92838.19	14838.67	6.26	0.000	63701.58	121974.8
divest	.0746957	.0055973	13.35	0.000	.0637052	.0856862
divnac	.033942	.0130711	2.60	0.010	.0082761	.059608
ptax	1562.288	359.5491	4.35	0.000	856.2918	2268.284
cbond	-1160.697	273.6722	-4.24	0.000	-1698.068	-623.3251
_cons	-23952.44	5521.38	-4.34	0.000	-34794	-13110.88

Fonte: STATA 8.0

4.2.5 – Estimação do Comportamento Médio Esperado dos Fatores de Risco Macroeconômicos: Vetores Autorregressivos Irrestritos

Realizada a estimação em painel e identificados os fatores de riscos, procedeu-se à estimação dos fatores de risco macroeconômicos via vetores autorregressivos. Como visto na estimação anterior, foram identificadas as seguintes variáveis explicativas (fatores de risco):

- a) mercado atendido pela concessionária (em Gwh) – MERCADO
- b) estoque de dívida em moeda nacional (em R\$) – DIVNAC
- c) estoque de dívida em moeda estrangeira (em R\$) – DIVEST
- d) produção industrial (% trimestral) – PRODIND
- e) IGPM (% trimestral) – IGPM
- f) SELIC (% trimestral) – SELIC

- g) PTAX (% trimestral) – PTAX
- h) CBOND (% trimestral) – CBOND

As variáveis a, b e c foram consideradas como “gerenciáveis”, ou seja, passíveis de serem programadas pela empresa. Portanto, os esforços nesta etapa se concentraram nos possíveis choques sofridos pelas variáveis PRODIND, IGPM, SELIC, PTAX e CBOND.

Ressalta-se que o objetivo não é prever pontualmente os valores para as cinco variáveis macroeconômicas citadas, mas apenas acessar sua provável distribuição futura e utilizar tal informação para construção da distribuição futura da variável de interesse (FCF). Em linha com tal objetivo, empreendeu-se a estimação das cinco variáveis macroeconômicas conjuntamente, via Vetores Auto-regressivos Irrestritos.

4.2.5.1 – Testes de Raiz Unitária

Conforme mencionado, antes de se proceder à estimação do VARM Irrestrito acima mencionado, deve-se empreender testes de raiz unitária a cada uma das séries consideradas. Possuindo as séries o mesmo número de raízes unitárias, é preciso checar a possibilidade delas serem co-integradas.

Observando-se os Gráficos 1, 2, 3, 4 e 5 das séries consideradas, constatou-se uma quebra estrutural em jul/94, mês de implementação do Plano Real, para as séries SELIC, IGPM e PTAX. Adicionalmente, a série PTAX sofreria outra mudança estrutural em jan/99 (mês de liberação do câmbio para o regime flutuante). A série PRODIND mostrava comportamento constante e a série CBOND (iniciada em dez/94) também.

Gráficos 1, 2, 3, 4 e 5: Séries Originais

Gráfico 1: SELIC

Gráfico 2: IGPM

Gráfico 3: PTAX

Gráfico 4: CBOND

Gráfico 5: PRODIND

Fonte: E-views 4.0

Portanto, procedeu-se ao Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural de Perron para as 3 primeiras séries (SELIC, IGPM e PTAX) e ao Teste de Raiz Unitária de Phillips-Perron para

as 2 últimas (PRODIND e CBOND). Os resultados desses testes, elaborados no *software* E-Views 4.0, estão expostos abaixo.

I. Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural (Perron)

a) Equação da variável original:

$$Y_t = \text{cte} + t + \text{dl94}$$

a.1) Tabela 5: Estimação para **SELIC**

Dependent Variable: SELIC

Method: Least Squares

Sample: 1990:1 2003:3

Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	115.5933	10.04460	11.50801	0.0000
DL94	-109.2225	12.24653	-8.918653	0.0000
R-squared	0.600128	Mean dependent var		42.11636
Adjusted R-squared	0.592583	S.D. dependent var		66.76505
S.E. of regression	42.61561	Akaike info criterion		10.37800
Sum squared resid	96252.77	Schwarz criterion		10.45100
Log likelihood	-283.3951	F-statistic		79.54238
Durbin-Watson stat	1.135958	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: E-views 4.0

a.2) Tabela 6: Estimação para **IGPM**

Dependent Variable: IGPM

Method: Least Squares

Sample: 1990:1 2003:3

Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	114.1228	12.53486	9.104435	0.0000
DL94	-110.9693	15.28269	-7.261108	0.0000
R-squared	0.498693	Mean dependent var		39.47073
Adjusted R-squared	0.489235	S.D. dependent var		74.41232
S.E. of regression	53.18089	Akaike info criterion		10.82096
Sum squared resid	149895.0	Schwarz criterion		10.89396
Log likelihood	-295.5764	F-statistic		52.72369
Durbin-Watson stat	1.082117	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: E-views 4.0

a.3) Tabela 7: Estimação para **PTAX**

Dependent Variable: PTAX

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:2 2003:3

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	75.26948	9.547506	7.883680	0.0000
T	2.205169	0.700002	3.150234	0.0028
DL94	-134.7661	15.23255	-8.847244	0.0000
DL99	-36.22382	15.65993	-2.313154	0.0249
R-squared	0.754045	Mean dependent var		33.03167
Adjusted R-squared	0.739288	S.D. dependent var		52.42839
S.E. of regression	26.76992	Akaike info criterion		9.483622
Sum squared resid	35831.43	Schwarz criterion		9.630954
Log likelihood	-252.0578	F-statistic		51.09648
Durbin-Watson stat	0.886281	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: E-views 4.0

Gráficos 6, 7 e 8: Resíduos da Equação da Variável Original

Gráfico 6: SELICHAT

Gráfico 7: IGPMHAT

Gráfico 8: PTAXHAT

Fonte: E-views 4.0

b) Teste de Raiz Unitária sobre o Resíduo da Equação da variável original⁵:

b.1) Tabela 8: Teste para SELICHAT:

PP Test Statistic	-7.428567	1% Critical Value*	-2.6055
		5% Critical Value	-1.9467
		10% Critical Value	-1.6190

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction 942.5327

Residual variance with correction 2129.579

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SELICHAT)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:2 2003:3

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SELICHAT(-1)	-0.779240	0.099888	-7.801115	0.0000
R-squared	0.531197	Mean dependent var		-3.780138
Adjusted R-squared	0.531197	S.D. dependent var		45.25973
S.E. of regression	30.98897	Akaike info criterion		9.723485
Sum squared resid	50896.77	Schwarz criterion		9.760318
Log likelihood	-261.5341	Durbin-Watson stat		0.577852

Fonte: E-views 4.0

⁵ Constante e tendência não foram estatisticamente significantes.

b.2) Tabela 9: Teste para **IGPMHAT**:

PP Test Statistic	-9.147950	1% Critical Value*	-2.6055
		5% Critical Value	-1.9467
		10% Critical Value	-1.6190

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 4 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction 795.6107

Residual variance with correction 2676.835

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(IGPMHAT)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:2 2003:3

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IGPMHAT(-1)	-0.891936	0.073541	-12.12839	0.0000
R-squared	0.731846	Mean dependent var		-6.065014
Adjusted R-squared	0.731846	S.D. dependent var		54.98155
S.E. of regression	28.47143	Akaike info criterion		9.554024
Sum squared resid	42962.98	Schwarz criterion		9.590857
Log likelihood	-256.9586	Durbin-Watson stat		0.279092

Fonte: E-views 4.0

b.3) Tabela 10: Teste para **PTAXHAT**:

PP Test Statistic	-3.974878	1% Critical Value*	-2.6064
		5% Critical Value	-1.9468
		10% Critical Value	-1.6190

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 4 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction 457.7121

Residual variance with correction 442.3007

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PTAXHAT)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:3 2003:3

Included observations: 53 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PTAXHAT(-1)	-0.461088	0.115012	-4.009036	0.0002
R-squared	0.236034	Mean dependent var		0.240112
Adjusted R-squared	0.236034	S.D. dependent var		24.71128
S.E. of regression	21.59894	Akaike info criterion		9.001853
Sum squared resid	24258.74	Schwarz criterion		9.039029
Log likelihood	-237.5491	Durbin-Watson stat		2.080402

Fonte: E-views 4.0

II. Testes de Raiz Unitária de Phillips-Perron

4) Tabela 11: Teste para **CBOND**:

PP Test Statistic	-5.485628	1% Critical Value*	-2.6321
		5% Critical Value	-1.9510
		10% Critical Value	-1.6209

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 4 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction 161.6473

Residual variance with correction 169.3523

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(CBOND)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1995:2 2003:3

Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CBOND(-1)	-0.918832	0.167639	-5.481016	0.0000
R-squared	0.475639	Mean dependent var		0.726471
Adjusted R-squared	0.475639	S.D. dependent var		17.82181
S.E. of regression	12.90526	Akaike info criterion		7.982117
Sum squared resid	5496.009	Schwarz criterion		8.027010
Log likelihood	-134.6960	Durbin-Watson stat		1.548264

Fonte: E-views 4.0

5) Tabela 12: Teste para **PRODIND**:

PP Test Statistic	-13.05902	1% Critical Value*	-2.6055
		5% Critical Value	-1.9467
		10% Critical Value	-1.6190

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 4 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction 89.69329

Residual variance with correction 38.48036

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PRODIND)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:2 2003:3

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRODIND(-1)	-1.365193	0.129609	-10.53314	0.0000
R-squared	0.676627	Mean dependent var		0.289630
Adjusted R-squared	0.676627	S.D. dependent var		16.81076
S.E. of regression	9.559582	Akaike info criterion		7.371310
Sum squared resid	4843.438	Schwarz criterion		7.408143
Log likelihood	-198.0254	Durbin-Watson stat		2.244051

Fonte: E-views 4.0

Como os testes de raiz unitária não revelaram a existência de raízes, após consideração das quebras estruturais, considerou-se as séries como estacionárias, eliminando-se a necessidade de diferenciação e a possibilidade de haver co-integração entre elas. Portanto, o VAR(1) Irrestrito pode ser estimado sem mecanismo de correção de erros (ECM).

4.2.5.2 – Testes de Granger Causalidade

Com o objetivo de verificar se as séries consideradas na estimação do VAR(1) eram, de fato, correlacionadas entre si, procedeu-se aos testes de Granger Causalidade. Nessa aplicação, realizaram-se testes de Granger Causalidade para $lags = 3, 2$ e 1 . Os resultados para o $lag 3$ ⁶ estão representados abaixo. Os testes de Granger causalidade (com 10% de significância) revelaram que:

- **SELIC** causa PRODIND;
- **IGPM** causa SELIC, CBOND e PRODIND;
- **PTAX** causa CBOND e PRODIND;
- **CBOND** causa IGPM;
- **PRODIND** não causa as demais variáveis.

⁶ A opção foi mostrar os resultados para o $lag 3$, já que este também foi o lag máximo escolhido para a estimação do VAR(1).

Tabela 13: Teste de Granger Causalidade

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1990:1 2003:3

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IGPM does not Granger Cause SELIC	52	3.79287	0.01653
SELIC does not Granger Cause IGPM		1.60091	0.20242
PTAX does not Granger Cause SELIC	51	0.23469	0.87171
SELIC does not Granger Cause PTAX		0.31948	0.81122
CBOND does not Granger Cause SELIC	32	2.05150	0.13230
SELIC does not Granger Cause CBOND		0.83529	0.48721
PRODIND does not Granger Cause SELIC	52	0.43498	0.72901
SELIC does not Granger Cause PRODIND		3.27109	0.02965
PTAX does not Granger Cause IGPM	51	0.01377	0.99776
IGPM does not Granger Cause PTAX		1.66976	0.18728
CBOND does not Granger Cause IGPM	32	4.39009	0.01298
IGPM does not Granger Cause CBOND		4.04742	0.01786
PRODIND does not Granger Cause IGPM	52	0.29948	0.82558
IGPM does not Granger Cause PRODIND		4.16381	0.01098
CBOND does not Granger Cause PTAX	32	1.34724	0.28166
PTAX does not Granger Cause CBOND		2.80119	0.06062
PRODIND does not Granger Cause PTAX	51	0.02825	0.99351
PTAX does not Granger Cause PRODIND		3.17016	0.03347
PRODIND does not Granger Cause CBOND	32	1.80460	0.17214
CBOND does not Granger Cause PRODIND		0.79926	0.50597

Fonte: E-views 4.0

4.2.5.3 – Resultados do Modelo VAR

Constatadas as causalidades entre as variáveis macroeconômicas, procedeu-se à estimação do VAR Irrestrito. Foram avaliados modelos com 3, 2 e 1 *lag*. Os resultados de cada um dos modelos estão representados na Tabela 14, abaixo.

Tabela 14: Comparação de VARM Irrestritos

VARM 3 lags	VARM 2 lags	VARM 1 lags
$R^2 = 0,81$	$R^2 = 0,82$	$R^2 = 0,82$
R^2 Ajustado = 0,63	R^2 Ajustado = 0,74	R^2 Ajustado = 0,79
AIC = 2,97	AIC = 2,98	AIC = 3,07
SBC = 3,68	SBC = 3,45	SBC = 3,30

Fonte: Elaboração própria a partir do E-views 4.0

De acordo com o critério de minimização do AIC, o modelo escolhido foi o VARM com 3 lags. Apesar deste modelo apresentar um SBC superior, com 3 defasagens há relações de causalidade entre as variáveis SELIC, IGPM e PTAX e a variável PRODIND, o que não ocorre quando o modelo considera apenas um ou dois *lags*.

Os valores previstos para os fatores de risco macroeconômicos (SELIC, IGPM, PTAX, CBOND e PRODIND), nas datas futuras de interesse ($j = 1$ e 2) – dentro e fora da amostra – estão representados (e comparados com os valores reais) nos gráficos abaixo.

Destaca-se a realização da previsão estática, em detrimento da dinâmica. A escolha de tal procedimento considera que, em situações reais, os dados referentes aos períodos anteriores à estimação sempre estão disponíveis, não havendo necessidade de se trabalhar com previsões de valores passados. Apenas para a previsão 2 passos à frente, fez-se uso do valor previsto no período anterior, observando-se ainda os valores reais das variáveis nos *lags* 2 e 3.

Gráficos 9, 10, 11, 12 e 13: Valores Reais *versus* Valores Estimados para os Fatores de Risco Macroeconômicos

Gráfico 9: SELIC

Fonte: Elaboração própria a partir do E-views

Gráfico 10: IGPM

Fonte: Elaboração própria a partir do E-views

Gráfico 11: PTAX

Fonte: Elaboração própria a partir do E-views

Gráfico 12: CBOND

Fonte: Elaboração própria a partir do E-views

Gráfico 13: PRODIND

Fonte: Elaboração própria a partir do E-views

Gráficos 14, 15, 16, 17 e 18: Resíduos da Previsão Estática, 1 passo à frente, do VARM com 3 lags

Gráfico 14: SELICRES

Gráfico 15: IGPMRES

Gráfico 16: PTAXRES

Gráfico 17: CBONDRES

Gráfico 18: PRODINDRES

Fonte: Eviews – 4.0

Gráficos 19, 20, 21, 22 e 23: Resíduos da Previsão Estática, 2 passos à frente, do VARM com 3 lags

Gráfico 19: SELICRES2

Gráfico 20: IGPMRES2

Gráfico 21: PTAXRES2

Gráfico 22: PRODINDRES2

Gráfico 23: CBONDRES2

Fonte: Eviews – 4.0

4.2.6 – Resultados do Modelo Empírico

Após estimação das médias para os fatores de risco 1 e 2 passos à frente ($j=2$), procedeu-se à construção da matriz de variância-covariância destes fatores a partir dos resíduos gerados na estimação. Tal matriz foi decomposta via Fatoração de Cholesky, servindo sua matriz triangular inferior de filtro para 1.000 choques aleatórios extraídos de uma $N(0,1)$.

Para procedimentos de *backtesting*, esses choques, agora filtrados, foram somados aos valores médios dos fatores de riscos, em cada trimestre de interesse (1º e 2º trimestres de 2003), e imputados nas relações econométricas que determinavam a “Receita Bruta”, “Despesas Operacionais” e “Despesas financeiras”, gerando 1.000 potenciais valores para cada conta, em cada data de interesse.

Conforme já mencionado, para montar o FCF, o percentual de “Deduções” no 1º e 2º trimestres de 2003 foi considerado como igual à média histórica de cada empresa e aplicado sobre a Receita Bruta estimada; as variáveis CAPEX e variação da dívida foram consideradas como iguais às verificadas no último trimestre disponível. Apuradas todas contas, estas foram somadas para restaurar a variável FCF.

Ao final do processo, obteve-se um histograma para cada empresa da amostra, em cada trimestre de interesse (1º e 2º trimestres de 2003) e estimou-se a probabilidade da empresa apresentar um FCF negativo (percentil relacionado à estatística de ordem zero).

O Gráfico 24 apresenta os valores reais do FCF, os valores previstos a partir das médias dos fatores de risco macroeconômicos e um intervalo de confiança para as previsões (média ± 2 desvios-padrão).

Gráfico 24: Fluxos de Caixa do 1º e 2º Trimestres de 2003

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 15 apresenta os resumos dos fluxos de caixa e a probabilidade do FCF de cada empresa, em cada trimestre, ser inferior a zero. Em **negrito**, estão as empresas e trimestres nos quais o intervalo de confiança apurado continha os valores reais dos fluxos.

Tabela 15: Resultados do Modelo Empírico

Empresas	Trimestre	FCF Real	FCF - Projeção Pontual	FCF - Média da Simulação	Desvio Padrão da Simulação	Valor mínimo da simulação	Valor Máximo da simulação	Prob(FCF<0)
CEMIG	Mar-03	465,339.18	78,109.90	77,300.76	29,188.40	-29,848.33	170,352.93	0.60%
	Jun-03	-1,132.08	-678,237.48	-678,854.89	30,161.68	-797,882.56	-603,874.85	100.00%
COPEL	Mar-03	-5,711.09	58,647.57	57,852.35	29,164.72	-48,437.99	150,736.44	3.20%
	Jun-03	412,601.41	2,998.51	2,385.10	30,247.78	-116,096.98	77,131.09	45.30%
CAIUA	Mar-03	-170,381.34	-138,451.48	-139,288.45	29,254.05	-248,155.04	-45,900.10	100.00%
	Jun-03	-63,223.10	-24,873.31	-25,498.73	30,035.46	-145,617.56	49,949.42	79.00%
AESSUL	Mar-03	-32,460.15	-188,761.53	-189,577.63	29,202.53	-297,156.09	-96,441.41	100.00%
	Jun-03	10,425.40	-438,885.33	-439,504.74	30,124.35	-558,805.20	-364,407.67	100.00%
COELBA	Mar-03	-166,703.52	-137,596.65	-138,412.74	29,202.53	-245,991.21	-45,276.53	100.00%
	Jun-03	109,222.21	-3,089.39	-3,708.80	30,124.35	-123,009.26	71,388.27	53.80%
ELETROPAULO	Mar-03	-320,165.30	-631,229.50	-632,052.56	29,218.19	-740,060.40	-538,832.30	100.00%
	Jun-03	-1,912,531.30	-1,101,875.90	-1,102,497.31	30,090.87	-1,222,070.56	-1,027,283.22	100.00%
ESCELSA	Mar-03	-7,498.50	-212,837.64	-213,632.87	29,164.72	-319,923.20	-120,748.78	100.00%
	Jun-03	-63,084.51	-307,155.36	-307,768.76	30,247.78	-426,250.85	-233,022.77	100.00%
LIGHT	Mar-03	63,800.46	-381,500.60	-382,309.74	29,188.40	-489,458.83	-289,257.57	100.00%
	Jun-03	-1,104,237.37	-1,712,833.90	-1,713,451.30	30,161.68	-1,832,478.97	-1,638,471.26	100.00%
CEB	Mar-03	-37,438.23	-4,200.26	-5,023.32	29,218.19	-113,031.15	88,196.95	55.30%
	Jun-03	3,623.37	-4,509.19	-5,130.60	30,090.87	-124,703.85	70,083.49	55.40%
CELPE	Mar-03	-31,816.64	-66,110.26	-66,954.19	29,274.26	-176,250.15	26,518.21	99.40%
	Jun-03	38,851.48	-24,534.17	-25,161.59	30,013.56	-145,553.21	50,403.58	78.40%
CELG	Mar-03	-44,189.42	-60,239.09	-61,027.35	29,155.17	-166,888.31	31,772.69	98.60%
	Jun-03	131,896.07	-82,035.99	-82,647.40	30,296.52	-200,856.69	-8,018.44	100.00%
CEMAR	Mar-03	13,945.12	25,881.57	25,037.64	29,274.26	-84,258.32	118,510.03	19.10%
	Jun-03	-13,556.42	-50,608.37	-51,235.79	30,013.56	-171,627.41	24,329.39	96.20%
ELEKTRO	Mar-03	-37,939.60	-237,827.94	-238,637.07	29,188.40	-345,786.16	-145,584.90	100.00%
	Jun-03	7,269.18	-371,814.79	-372,432.20	30,161.68	-491,459.86	-297,452.16	100.00%
RGE	Mar-03	33,353.81	45,220.16	44,404.06	29,202.53	-63,174.40	137,540.28	6.40%
	Jun-03	-18,342.34	-44,173.87	-44,793.28	30,124.35	-164,093.74	30,303.78	93.30%
ENERGISA	Mar-03	-25,786.43	-11,629.21	-12,487.05	29,319.20	-122,863.74	81,153.43	63.90%
	Jun-03	844.26	-773.06	-1,404.48	29,981.41	-122,341.68	74,394.75	50.40%
ENERSUL	Mar-03	-30,026.48	-8,732.02	-9,562.03	29,235.36	-117,999.24	83,742.28	60.20%
	Jun-03	746.01	-18,737.94	-19,361.35	30,061.24	-139,207.39	55,969.77	72.90%
CATLEO	Mar-03	-5,659.25	-29,849.89	-29,033.79	29,202.53	-78,544.67	122,170.01	16.20%
	Jun-03	-17,552.82	7,655.50	7,036.09	30,124.35	-112,264.37	82,133.16	39.10%
BANDEIRANTE	Mar-03	-26,149.96	35,977.65	35,140.68	29,254.05	-73,725.91	128,529.03	11.70%
	Jun-03	-40,163.52	-42,296.69	-42,922.10	30,035.46	-163,040.93	32,526.04	92.30%
CELESC	Mar-03	54,274.91	38,302.62	37,500.44	29,175.80	-69,219.27	130,468.57	9.60%
	Jun-03	14,625.89	90.59	-524.82	30,202.82	-119,279.70	74,338.20	49.80%
CELPA	Mar-03	-55,810.05	-49,700.83	-50,530.85	29,235.36	-158,968.06	42,773.46	96.40%
	Jun-03	48,668.59	1,665.93	1,042.52	30,061.24	-118,803.52	76,373.64	47.40%
CEMAT	Mar-03	201,710.28	233,711.93	232,909.75	29,175.80	126,190.03	325,877.88	100.00%
	Jun-03	11,386.68	-24,149.18	-24,764.58	30,202.82	-143,519.46	50,098.43	78.80%
CERJ	Mar-03	-102,909.35	-186,666.78	-186,496.79	29,235.36	-294,934.01	-93,192.49	100.00%
	Jun-03	-204,256.00	-233,757.29	-234,380.70	30,061.24	-354,226.74	-159,049.58	100.00%
COELCE	Mar-03	-17,638.00	-54,450.04	-55,280.05	29,235.36	-163,717.26	38,024.25	97.50%
	Jun-03	-5,012.00	-74,077.84	-74,701.25	30,061.24	-194,547.29	629.87	99.90%
COSERN	Mar-03	16,819.61	8,545.06	7,701.13	29,274.26	-101,594.83	101,173.53	38.70%
	Jun-03	-30,516.50	-58,202.34	-58,829.76	30,013.56	-179,221.38	16,735.41	98.10%
CEEE	Mar-03	-73,774.69	-72,063.57	-72,886.62	29,218.19	-180,894.46	20,333.64	99.90%
	Jun-03	-126,382.35	-153,775.29	-154,396.71	30,090.87	-273,969.95	-79,182.61	100.00%

Fonte: Elaboração própria.

CAPÍTULO 5: CONSIDERAÇÕES FINAIS

Froot, Scharfstein e Stein (1994) enfatizam que um programa de gerenciamento de riscos deve ter um único objetivo: assegurar um planejamento acurado dos recursos necessários para os investimentos da empresa e manutenção de sua atividade produtiva. Como sub-produto relevante deste gerenciamento, os autores também destacam a capacidade que as empresas adquirem de avaliar quais riscos devem ser evitados, *hedgeados* ou simplesmente enfrentados por serem parte integrante de seu negócio.

Indo um pouco mais adiante, o guia para gerenciamento de riscos do JP Morgan e Arthur Andersen (1997) enfatiza que, uma vez que as exposições a risco da empresa estejam identificadas e quantificadas, o próximo passo é trabalhar o perfil de risco da empresa, de forma a atender aos objetivos de longo prazo dos *stakeholders*. Essa remodelação do perfil de risco passa, por exemplo, por alterações no perfil da dívida, compatibilização dos prazos e dos termos de pagamento de fornecedores e de recebimento de clientes, adequação do cronograma de investimentos aos recursos disponíveis, etc.

Visando servir de ferramenta a tal gerenciamento, o modelo aqui apresentado e aplicado às empresas distribuidoras de energia elétrica, a despeito de ter sido empiricamente construído de fora da empresa e de prescindir de informações gerenciais preciosas, demonstra ser útil aos gestores para avaliar o comportamento futuro de seus fatores de risco e, principalmente, o reflexo de tal comportamento sobre os fluxos de caixa projetados. Munidos de tal metodologia, o planejamento financeiro elaborado pelos gestores evolui de um cenário único para a consideração

de movimentos diversos em suas premissas, possibilitando às empresas se precaver contra movimentos adversos *ex ante*.

A despeito de sua utilidade para as empresas, é importante reconhecer as limitações de tal modelo. A escolha *a priori* do escopo de candidatas a variáveis independentes, e a parcimônia necessária na decisão de quais fatores de risco macroeconômicos considerar na modelagem econométrica são bons exemplos destas limitações.

Adicionalmente, mesmo que o conjunto de variáveis independentes seja cuidadosa e parcimoniamente escolhido e estimado, não há garantias de que é sempre possível estimar seu comportamento futuro, via modelos econométricos. Especialmente quando o horizonte temporal de previsão for de prazo mais longo, há restrições à eficácia de tais modelos.

Ainda no que se refere à eficácia do modelo em horizontes de previsão longos, deve-se mencionar que os modelos econométricos utilizados para previsão dos fatores de risco macroeconômicos são fortemente baseados em informações passadas, sendo incapazes de detectar choques inéditos sobre o comportamento de tais fatores. O modelo proposto, contudo, não exclui a possibilidade de que cenários de estresse sejam imputados pelos gestores em seu *budget plan*, numa abordagem semelhante ao *stress test* empreendido pelas instituições financeiras.

Destaca-se ainda que, neste estudo, não foi possível usufruir os benefícios dos Modelos Dinâmicos na estimação em painel, pela necessidade de se segregar a variável dependente em

seus vários componentes, restaurando-a num passo posterior, e de se obter a distribuição empírica da variável de interesse (FCF).

Aplicações empíricas futuras do modelo proposto, bem como refinamentos posteriores decorrentes de aplicações que considerem, inclusive, outros tipos de modelagens econométricas, podem, entretanto, ser efetuados utilizando-se informações publicamente disponíveis acerca de empresas atuantes em vários setores econômicos. Para tanto, basta que seja realizado um amplo estudo do setor, detectados potenciais fatores de risco e levantadas informações contábeis e dados macroeconômicos relevantes.

BIBLIOGRAFIA

ANEEL. Webpage (www.aneel.gov), 2003.

BARTRAM, S. Corporate Risk Management as a Lever for Shareholder Value Creation.

Financial Markets, Institutions and Instruments, v. 9, n. 5, 2000.

BAUMAN, J. SARATORE, S. LIDDLE, W. A Practical Framework for Corporate Exposure Management. In: **Corporate Risk: Strategies and Management**. Editors: Gregory Brown e Donald Chew. London: Risk Publications, 1999.

BESSEMBINDER, H. Forward Contracts and Firm Value: Investment Incentive and Contracting Effects. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 26, n. 4, p. 519-532, 1991.

BIELSCHOWSKY, R. **Energia Elétrica no Brasil, 1993-1997: Investimentos Deprimidos numa Transição Problemática**. Brasília: CEPAL, 1997 (*mimeo*).

BLACK, F. SCHOLLES, M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. **Journal of Political Economy**, v. 81, p.637-659, 1973.

BORN, P. ALMEIDA, A. Mudanças Estruturais no Setor Elétrico Brasileiro: Formação e Regulação de Preços. **Revista do CIER**, 1999.

BREEDEN, D. VISWANATHAN, S. **Why Do Firms Hedge? An Asymmetric Information Model**. Duke University, 1998 (*working paper*).

CASTRO, A. **Gerenciamento do Risco de Mercado para Produtores de Commodities no Brasil**. São Paulo: FGV/EAESP, Departamento de Administração, Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Profissional de Administração, 2002.

CASTRO, N. VANCE, P. MOREIRA JR., J. Avaliação da adoção do regime tarifário de price-cap no segmento de distribuição de energia elétrica brasileiro: um estudo de caso. **XXXVII Congresso Latino Americano de Escolas de Administração**. Porto Alegre, Outubro de 2002.

- COASE, R. The Nature of Firm. **Economica**, v. 4, p. 386-405, 1937.
- CULP, C. MILLER, M. NEVES, A. Value-at-Risk: Uses and Abuses. In: **Corporate Risk: Strategies and Management**. Editors: Gregory Brown e Donald Chew. London: Risk Publications, 1999.
- DeMARZO, P. DUFFIE, D. Corporate Financial Hedging with Proprietary Information. **Journal of Economic Theory**, v. 53, n. 2, p. 261-286, 1991.
- DONALDSON, G. **Corporate Debt Capacity**. Boston: Ed. Division of Research, Harvard Business School, 1961.
- ELETROBRÁS. **Mercado de Energia Elétrica – Ciclo 2000**. Webpage (www.eletrobras.gov.br), Maio de 2001.
- ELETROBRÁS. **Mercado de Energia Elétrica – Ciclo 2001**. Webpage (www.eletrobras.gov.br), Janeiro de 2003.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Ed. John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- FAMA, E. JENSEN, M. Separation of ownership and control. **Journal of Law and Economics**, v. 26, 1983a.
- FAMA, E. JENSEN, M. Agency Problems and Residual Claims. **Journal of Law and Economics**, v. 26, 1983b.
- FERREIRA, C. Privatização do Setor Elétrico no Brasil. In: **A Privatização no Brasil: o Caso dos Serviços de Utilidade Pública**. Pinheiro, Armando Castelar e Fukasaku, Kiichiro (org). Rio de Janeiro, BNDES – OCDE, Fevereiro de 2000.
- FRANCESCUTTI, F. CASTRO, N. Algumas considerações sobre as transformações recentes do Setor de Energia Elétrica no Brasil. **III Encontro dos Economistas da Língua Portuguesa**. Macal, 1998 (*mimeo*).

- FROOT, K. SCHARFSTEIN, D, STEIN, J. Risk Management: Coordinating Corporate Investment and Financing Policies. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1629-1658, 1993.
- FROOT, K. SCHARFSTEIN, D, STEIN, J. A Framework for Risk Management. **Harvard Business Review**, v. 72, n. 6, p. 91-102, 1994.
- GRAHAM, R. ROGERS, D. **Does Corporate Hedging Increase Firm Value?** Northeastern University, 2000 (*working paper*).
- GRANGER, C. NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, p. 111-120, 1974.
- HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HAYT, G. SONG, S. Handle with Sensitivity, **Risk Magazine**, v. 8, n. 9, p. 94-99, 1995.
- IDEC. **Evolução das Tarifas de Energia Elétrica: Impactos para o Consumidor Residencial**. São Paulo: IDEC (Instituto de Defesa do Consumidor), Outubro de 2001.
- JENSEN, M. MECKLING, W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure. **Journal of Financial Economics**, October 1976.
- JP MORGAN & CO. ARTHUR ANDERSEN LLP FINANCIAL ENGINEERING LTD. **The JP Morgan/Arthur Andersen Guide to Corporate Risk Management**. London: Risk Publications, 1997.
- KAEN, F. Risk Management, Corporate Governance and the Modern Corporation. In: **Risk Management**. Michael Frenkel, Ulrich Hommel, Marcus Rudolf (Ed.). Berlim: Springer-Verlag, 2000.
- LA ROCQUE, E. LOWENKRON, A. AMADEO, E. JENSEN, J. **Cenários Probabilísticos: Conjugando Análise de Riscos e Projeções Macroeconômicas**. Disponível em (www.listaderiscos.com.br), 2003 (*mimeo*).

- LELAND, H. Agency Costs, Risk Management and Capital Structure. **Journal of Finance**, v. 53, p. 1213-1243, 1998.
- LEWENT, J. KEARNEY, A. Identifying, Measuring and Hedging Currency Risk at Merck. **Journal of Applied Corporate Finance**, p. 19-28, 1990.
- LINSMEIER, T. PEARSON, N. Risk Management Disclosure. In: **Financial Risk and the Corporate Treasury – New Developments in Strategy and Control**. Editor: Robert Jameson. London: Risk Publications, 1997.
- LOWENKRON, A. **Potencialização do Valor da Firma através do Risk Management Corporativo**. Disponível em (www.listaderiscos.com.br), 2002 (*mimeo*).
- MARKOWITZ, H. **Portofolio Selection**. New Haven: Yale University Press, 1959.
- McCONNELL, J. SERVAES, H. Equity Ownership and the Two Faces of Debt. **Journal of Financial Economics**, v. 39, p. 131-157, 1995.
- MEULBROEK, L. **Integrated Risk Management for the Firm: A Senior Manager's Guide**. Boston: Harvard Business School, 2002 (*working paper*).
- MME. **Balanco Energético Nacional (BEN 2002)**. Webpage (www.mme.gov.br), Dezembro de 2002.
- MME. **Proposta de Modelo Institucional do Setor Elétrico**. Resolução nº 005, de 21 de julho de 2003 do CNPE (Conselho Nacional de Política Energética). Webpage (www.mme.gov.br), 2003.
- MODIGLIANI, F. MILLER, M. The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. **American Economic Review**, v. 48, n. 3, p. 261-297, 1958.
- MODIGLIANI, F. MILLER, M. The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment: Reply. **American Economic Review**, v. 49, n. 4, p. 655-669, 1959.

- MYERS, S. Determinants of Corporate Borrowing. **Journal of Financial Economics**, v. 5, p. 147-175, 1977.
- MYERS, S. MAJLUF, N. Corporate Financing and Investments Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have. **Journal of Financial Economics**, v. 13, n. 2, p. 187-221, June 1984.
- NASSIF, L. **Painel de Controle: Riscos do Modelo Elétrico**. São Paulo: O Dia *Online*, 26 de julho a 05 de agosto de 2003. Webpage: (<http://odia.ig.com.br/colunistas/lnassif.htm>).
- PIRES, J. GOSTKORZEWICZ, J. GIAMBIAGI, F. O Cenário Macroeconômico e as Condições de Oferta de Energia Elétrica no Brasil. **Textos para Discussão BNDES**, n. 85, Março de 2001.
- PIRES, J. PICCININI, M. Modelos de Regulação Tarifária do Setor Elétrico. **Revista do BNDES**, Junho de 1998.
- PIRES, J. PICCININI, M. Mecanismos de Regulação Tarifária do Setor Elétrico: a Experiência Internacional e o Caso Brasileiro. **Textos para Discussão BNDES**, n. 64, Julho de 1998.
- RISKMETRICS GROUP. **CorporateMetrics Technical Document**. Webpage (www.riskmetrics.com). 1999.
- RISKMETRICS GROUP. **LongRun Technical Document**. Webpage (www.riskmetrics.com). 1999.
- RISKCONTROL. **Gestão de Riscos de Mercado em Ambiente Corporativo: Questões Práticas e Diferenças com Relação a Instituições Financeiras**. Webpage (www.listaderiscos.com.br), 2002 (*mimeo*).
- ROCHA, P. Uma abordagem sobre Determinação de Preços no Sistema de Transmissão de Energia Elétrica. **Brazilian Electronic Journal of Economics**, 1998.
- ROSS, M. **Corporate Hedging: What, Why and How?** University of California, Berkeley, Walter A. Haas School of Business, 1997 (*working paper*).

- SHAPIRO, A. TITMAN, S. An Integrated Approach to Corporate Risk Management. In: **Corporate Risk: Strategies and Management**. Editors: Gregory Brown e Donald Chew. London: Risk Publications, 1999.
- SHIMKO, D. Issues and Trends in Corporate Risk Management. In: **Corporate Risk: Strategies and Management**. Editors: Gregory Brown e Donald Chew. London: Risk Publications, 1999.
- SHLEIFER, A. VISHNEY, R. A Survey of Corporate Governance. **Journal of Finance**, v. 52, p. 737-83, 1997.
- SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-49, January 1980.
- SMITHSON, C. SMITH, C. Strategic Risk Management. In: **Corporate Risk: Strategies and Management**. Editors: Gregory Brown e Donald Chew. London: Risk Publications, 1999.
- SMITH, C. STULZ, R. The Determinants of Firms' Hedging Policies. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 20, n. 4, p. 391-405, 1985.
- STEIN, J. USHER, S. LAGATTUTA, D. YOUNGEN, J. A Comparables Approach to Measuring Cashflow-at-risk for Non-financial Firms. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 13, n. 4, p. 8-17, Winter 2001.
- STULZ, R. Rethinking Risk Management. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 9, n. 3, p. 8-24, 1996.
- STULZ, R. WILLIAMSON, R. Identifying and Quantifying Exposures. In: **Financial Risk and the Corporate Treasury – New Developments in Strategy and Control**. Editor: Robert Jameson. London: Risk Publications, 1997.
- TUFANO, P. Agency Costs of Corporate Risk Management. In: **Corporate Risk: Strategies and Management**. Editors: Gregory Brown e Donald Chew. London: Risk Publications, 1999.

VERGARA, S. **Projetos e Relatórios de Pesquisa em Administração**. São Paulo: Atlas, 1997.

VERMEULEN, E. **Corporate Risk Management: A Multi-factor Approach**. Amsterdam:
Thesis Publishers 1994.