



FACULDADE IBMEC SÃO PAULO
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Cristiano Fernandes da Silva

**AVALIAÇÃO DE BETAS POR FUNDAMENTOS: UMA
ANÁLISE DE BANCOS NO BRASIL**

São Paulo
2009

Cristiano Fernandes da Silva

Avaliação de Betas por Fundamentos: Uma Análise de Bancos no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas
Orientador: Prof. Dr. Antônio Zoratto Sanvicente – Ibmec São Paulo

**São Paulo
2009**

Silva, Cristiano Fernandes da
Avaliação de Betas por Fundamentos: Uma Análise de Bancos no Brasil / Cristiano Fernandes da Silva; orientador Antônio Zoratto Sanvicente – São Paulo: Ibmecc São Paulo, 2009.

63 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de Concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Faculdade Ibmecc São Paulo.

1. CAPM; 2. Beta; 3. Risco; 4. Bancos

FOLHA DE APROVAÇÃO

Cristiano Fernandes da Silva

Avaliação de Betas por Fundamentos: Uma Análise de Bancos no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: Março/2009

Banca Examinadora

Prof. Dr. Antônio Zoratto Sanvicente
Orientador

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: _____

Profa. Dra. Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: _____

Prof. Dr. Hsia Hua Sheng

Instituição: EAESP – FGV

Assinatura: _____

Aos meus pais
Ricardo e Vera, e à
minha esposa Estela.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador Prof. Dr. Antônio Zoratto Sanvicente, por seu tempo dedicado a este trabalho e por suas valorosas contribuições nas correções e alterações de rota para conclusão do mesmo. Obrigado por ter compartilhado seu conhecimento.

A todos os professores com quem tive aula e que muito contribuíram dividindo seus conhecimentos e ajudando no entendimento desta dissertação.

Ao Banco Real e em particular aos diretores e superintendentes de Finanças, que me incentivaram a cursar o mestrado e contribuíram com discussões para a definição do tema deste trabalho e elaboração de suas conclusões.

Agradeço também aos meus companheiros de turma, em especial Rafael Troiani, André Imamura e Rafael Mazzini. A participação e companhia de vocês ao longo das aulas e trabalhos tornaram os estudos mais produtivos e agradáveis.

Finalmente, à minha família que me apoiou em todos os momentos deste mestrado. Em especial à minha mãe por sua compreensão em momentos de ausência e à minha esposa Estela, por seu incentivo, carinho, dedicação e compreensão ao longo desses últimos dois anos.

RESUMO

SILVA, Cristiano Fernandes da. **Avaliação de Betas por Fundamentos: Uma Análise de Bancos no Brasil**. 2009. 63 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade Ibmec São Paulo, São Paulo, 2009.

O cálculo do custo de capital próprio, de acordo com o CAPM de Sharpe, Lintner e Mossin, depende do beta da ação da empresa analisada. Porém, uma parte relevante de bancos brasileiros não é listada em bolsa de valores. Dessa forma, este trabalho tem o objetivo de propor e testar uma metodologia de cálculo de betas com base em fundamentos específicos aos bancos.

O modelo baseado em fundamentos contábeis de bancos indicou que somente duas variáveis são relevantes para estimar betas de bancos no Brasil: (1) proporção de carteira de crédito imobiliário sobre o total de ativos; (2) variável *dummy* que segrega bancos públicos de privados. A aplicação do modelo de estimação de betas em uma amostra de validação se mostrou mais eficiente que a utilização de um beta nulo ou unitário. Porém, o modelo se mostrou menos eficiente que a utilização da média de betas de bancos pares ou a manutenção do último valor histórico auferido.

Palavras-chave: CAPM; Beta; Risco; Bancos

ABSTRACT

SILVA, Cristiano Fernandes da. **Estimating Betas from Fundamentals: An Analysis of Brazilian Banks**. 2009. 63 f. Dissertation (Mastership) – Faculdade Ibmec São Paulo, São Paulo, 2009.

The cost of equity capital, according to the CAPM of Sharpe, Lintner and Mossin, depends on the beta of a company stock. However, a relevant part of Brazilian banks is not listed in any stock exchange. Therefore, this paper has the objective of proposing and testing a methodology to estimate betas based on specific bank fundamentals.

The model, based on bank accounting fundamentals, has indicated that only two variables are relevant for estimating bank betas in Brazil: (1) real estate loans as a proportion of total assets; (2) a dummy variable which segregates state-owned from privately-owned banks. The application of the beta estimation model to a validation sample showed that it is more efficient than the use of a null or unitary beta. Nevertheless, the model was less efficient than the use of a beta based on the average of peer banks or the extrapolation of a constant historical beta value.

Keywords : CAPM; Beta; Risk; Banks

SUMÁRIO

1. Introdução.....	10
2. Revisão de Literatura.....	13
2.1.Criação de Valor e Custo de Capital Próprio	13
2.2. <i>Capital Asset Pricing Model</i> – CAPM.....	15
2.3.Análise de Beta por Fundamentos.....	17
2.4.Literatura de Metodologia	23
3. Metodologia	27
3.1.Utilização do CAPM.....	28
3.2.Avaliação do Retorno por Variáveis Explicativas.....	31
3.3.Escolha das Variáveis Explicativas.....	33
3.4.Resultados Esperados.....	36
3.5.Metodologia de Teste	40
4. Base de Dados	41
4.1.Betas Históricos.....	41
4.2.Dados Contábeis dos Bancos	43
5. Resultados.....	48
5.1.Regressão em Painel	48
5.2.Testes com a Amostra de Validação	55
6. Conclusões.....	57
7. Referências e Fontes de Dados	58
7.1.Referências	58
7.2.Fontes de dados.....	59
Apêndice A – Roteiro para a Regressão em Painel.....	61
Apêndice B – Erros de Estimação por Método Econométrico	63
Apêndice C – Tabela de Correlações entre Variáveis Explicativas	63

LISTA DE TABELAS E GRÁFICOS

Tabela 2.1 – Decomposição de Betas: Exemplo Hipotético de Cenários de Resultados	18
Tabela 3.1 – Classificação dos Ativos em Fatores de Ponderação de Risco.....	34
Gráfico 3.1 – Concentração da Carteira de Crédito Rural por Tipo de Banco.....	35
Tabela 3.2 – Expectativas para os Sinais dos Coeficientes das Variáveis Explicativas	40
Tabela 4.1 – Estatística Descritiva da Amostra de Betas Mensais por Ano	42
Gráfico 4.1 – Evolução dos Betas Mensais de Bancos Relevantes no Brasil	42
Tabela 4.2 – Códigos Cosif Utilizados no Banco de Dados Contábeis	43
Tabela 4.3 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis.....	44
Tabela 4.4 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis – 1996 a 2000 ...	45
Tabela 4.5 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis – 2001 a 2004 ...	46
Tabela 4.6 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis – 2005 a 2008 ...	46
Tabela 5.1 – Resultados das Regressões em Painel.....	49
Tabela 5.2 – Resultados dos Cenários de Regressão GMM.....	51
Tabela 5.3 – Resultados de Regressão GMM com Intervalo de Confiança	52
Gráfico 5.1 – Comparação de Betas Estimados e Apurados de Bancos Relevantes no Brasil	54
Gráfico 5.2 – Erros de Estimação por Metodologia	55
Tabela 5.4 – Teste de Hipóteses de Diferenças de Betas Médios por Método de Estimação.....	56

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Decomposição de Betas: Diagrama de Probabilidades e Médias.....	18
Figura 2.2 – Abordagem para a Determinação de Coeficientes de Variáveis Explicativas.....	24
Figura 3.1 – Metodologia de Trabalho.....	27

1. Introdução

Com o aprimoramento das técnicas de avaliação de desempenho, a aprovação de projetos e a remuneração de executivos em empresas passaram a se basear em metodologias de criação de valor (Sanvicente et al., 2005).

A criação de valor é baseada no cálculo do valor presente de fluxos futuros de caixa. De acordo com este tipo de métrica, conforme citado por Sanvicente et al. (2005), um projeto não deve ser aceito se o seu valor presente líquido é negativo, e as empresas e/ou suas unidades de negócios devem gerar lucro líquido superior ao custo de oportunidade do capital da empresa.

No caso da remuneração de executivos, seu pagamento pode ser baseado na criação de valor apurada através da diferença entre o retorno da empresa e o custo de capital da mesma. Especificamente para bancos, este cálculo é feito através da diferença entre o RAROC (retorno ajustado por risco) e o custo de capital próprio do banco (Saunders e Allen, 2002, pp. 211 e 212).

Devido às métricas de criação de valor terem sua origem no cálculo do valor presente de fluxos de caixa, torna-se necessário utilizar o custo de capital em sua apuração. Por sua vez, o custo de capital de uma empresa ou um projeto é uma média ponderada do custo de dívida e do custo de capital próprio, e tal média é mais comumente conhecida como WACC (*Weighted Average Cost of Capital*) (Copeland, Weston e Shastri, 2005, p. 36).

O cálculo do custo de capital é um tema muito discutido no meio corporativo, pois as decisões em empresas são diretamente influenciadas pelo seu valor, tanto na avaliação de projetos quanto na remuneração de executivos. Por sua vez, os executivos debatem sobre a forma mais correta de apuração, pois um erro de cálculo pode levar à tomada de decisões erradas.

No setor bancário somente o custo de capital próprio é discutido com maior atenção (Copeland, Koller e Murrin, 2001, p. 428). A dívida é considerada como parte intrínseca de seus negócios, diferentemente de outros setores, nos quais o custo de dívida não é parte do custo das operações (ou seja, não é considerado no fluxo de caixa operacional, e sim nos fluxos de financiamento das operações). Isso ocorre porque a natureza por excelência das operações de bancos é a captação de

fundos a uma taxa de juros e o seu empréstimo a uma taxa de juros maior, refletindo o *spread* exigido.

Dessa maneira, o custo de dívida é acompanhado de forma regular nos balancetes de demonstração de resultados e os bancos já o consideram no cálculo de fluxos de caixa operacionais. Logo, o custo de capital próprio é o único componente utilizado no desconto de fluxos de caixa para a apuração da criação de valor em bancos.

De acordo com Copeland, Koller e Murrin (2001, p. 214 e p. 226), o custo de capital próprio pode ser calculado através de diversas abordagens, como *arbitrage pricing model* (APM), modelo de três fatores de Fama e French (1993) e CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). Esta última abordagem, o *Capital Asset Pricing Model*, é a forma mais comumente utilizada devido à sua facilidade de aplicação e à disponibilidade de dados para empresas com capital negociado em bolsas de valores.

O custo de capital próprio calculado pelo CAPM depende da taxa de juros livre de risco, do retorno médio de uma carteira de mercado e de um fator de risco chamado beta, o qual mede a relação entre os retornos da ação de uma empresa e os retornos da carteira de mercado. Os dois primeiros parâmetros possuem dados amplamente disponíveis e são aplicáveis para qualquer tipo de empresa. Porém, o beta é baseado em um cálculo específico para cada empresa, sendo necessário que ela seja listada em bolsa de valores para se calcular o retorno de sua ação.

Por outro lado, apesar do recente movimento de abertura de capital de empresas brasileiras, muitas ainda não são listadas em bolsa. No caso de bancos, atualmente¹ 30 dos 50 maiores bancos brasileiros não têm capital aberto. Especificamente, seis dos 10 maiores bancos brasileiros não têm capital negociado em bolsa no Brasil.

Assim sendo, o objetivo deste trabalho é propor e testar uma metodologia de cálculo de beta do capital próprio através de fundamentos específicos dos bancos. Espera-se que o resultado do trabalho seja uma equação que possa ser utilizada de forma regular para o cálculo do custo de capital próprio de bancos brasileiros fechados e/ou suas unidades de negócios.

¹ Dados de setembro de 2008, fonte Economática.

Este tema já foi abordado por Sanvicente et al. (2005), Mohanty e Song (2002), Violaro (2008) e diversos artigos de autores americanos na década de 1970. Os artigos de Beaver (1970) e Rosenberg (1973 e 1976) apresentaram resultados relevantes na predição de betas com base em fundamentos de empresas. Sanvicente et al. (2005) e Violaro (2008) também obtiveram sucesso ao utilizar uma abordagem de explicação de betas de empresas não financeiras no Brasil. Porém, somente Mohanty e Song (2002) empregaram uma abordagem específica para o setor bancário.

Assim, o presente trabalho explora um vácuo existente na literatura, a saber, uma abordagem específica para o cálculo do beta de bancos sem capital aberto no Brasil.

A proposta deste trabalho baseia-se no artigo de Mohanty e Song (2002), que propõe um modelo de explicação de retornos de bancos com variáveis explicativas utilizadas no cálculo do capital regulatório. Este cálculo é influenciado pelo valor de exposição ponderada a risco, cuja metodologia é definida pelo Banco Central do Brasil.

Um aprimoramento deste trabalho, em relação aos trabalhos anteriores, realizados é a base de dados utilizada. Devido à recente abertura de capital de bancos brasileiros, foi possível coletar uma base de dados bastante relevante em termos de horizonte, periodicidade e número de bancos.

Este trabalho está organizado em seis seções, além da introdução. Na segunda seção é feita uma revisão da literatura, enfatizando alguns artigos empíricos relevantes sobre a utilização do CAPM e a explicação de betas por fundamentos. A metodologia utilizada no trabalho é abordada na terceira seção. A quarta seção é dedicada à construção da base de dados utilizada. Os resultados do trabalho são apresentados e discutidos na quinta seção. Por fim, uma última seção de conclusão procura sumarizar as contribuições do trabalho.

2. Revisão de Literatura

Nesta seção são discutidos alguns artigos relacionados ao uso do CAPM, dando foco aos artigos que abordam a estimativa de betas por fundamentos. Especificamente, é discutido o artigo de Mohanty e Song (2002), utilizado como base para obter a implicação empírica da quinta seção.

2.1. Criação de Valor e Custo de Capital Próprio

Copeland, Koller e Murrin (2001, p. 3) defendem que o objetivo principal das empresas é a criação de valor para seus acionistas. Esta medida pode ser calculada através do desconto de fluxos de caixa livres pelo custo médio ponderado de capital (*Weighted Average Cost of Capital – WACC*), conforme a equação abaixo:

$$VPL = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{FC_t}{(1 + WACC)^t} \quad (2.1)$$

Onde:

VPL = valor presente líquido, que mede o valor criado

FC = fluxo de caixa livre

WACC = custo médio ponderado de capital

Por sua vez, o fluxo de caixa livre é calculado da seguinte maneira:

- = EBIT (*Earnings Before Interest and Taxes*, ou Lucro Operacional)
- EBIT × Alíquota de Imposto de Renda
- = NOPAT (*Net Operating Profit After Taxes*, ou Lucro Após Imposto de Renda)
- + Depreciação e Amortização
- = Fluxo de Caixa das Operações
- Gastos de Capital
- Variação do Capital de Giro
- = Fluxo de Caixa Livre da Empresa

É importante notar que o fluxo de caixa livre demonstrado acima soma as despesas de depreciação e amortização de ativos ao NOPAT, ou seja, retorna o valor da depreciação de ativos e não inclui o pagamento do custo das dívidas da empresa. Isso ocorre porque a depreciação não é um fluxo de caixa e o custo de dívida não é definido como fluxo de caixa operacional para a empresa e, portanto, não devem ser considerados no cálculo do fluxo de caixa.

Por outro lado, o custo de dívida é considerado na taxa de desconto (WACC), que é uma ponderação entre o custo de dívida e o custo de capital próprio da empresa:

$$WACC = \frac{D}{D+E} K_d \cdot (1-T_c) + \frac{E}{D+E} K_e \quad (2.2)$$

Onde:

D = valor de mercado das dívidas (capital de terceiros)

E = valor de mercado do capital próprio

K_d = custo da dívida

T_c = alíquota de imposto de renda

K_e = custo de capital próprio

Porém, de acordo com Copeland, Koller e Murrin (2001, p. 428), no caso do setor bancário, o custo de dívida é parte intrínseca de suas operações. Isso ocorre porque a natureza básica das operações de bancos é a captação de fundos a uma taxa de juros e o seu empréstimo a uma taxa de juros mais alta, gerando um *spread*. Dessa maneira, não faz sentido analisar fluxos de caixa de bancos sem levar em consideração seu custo de captação.

Logo, para que não haja dupla contagem na avaliação de criação de valor em bancos, o custo de dívida é considerado nos fluxos de caixa e não na taxa de desconto. Portanto, a taxa de desconto relevante para a análise de criação de valor em bancos é somente o custo de capital próprio. A seção 2.2 aborda como calcular este custo.

2.2. Capital Asset Pricing Model – CAPM

De acordo com Copeland, Koller e Murrin (2001, p. 214 e p. 226), o CAPM na versão de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) é a forma mais difundida e aplicada no cálculo do custo de capital próprio para avaliação de projetos e empresas.

De acordo com esta versão, o investidor só se preocupa com o risco sistemático ou não diversificável do investimento, pois pode se diversificar tanto quanto queira no mercado. A carteira de mercado consegue capturar todos os eventos sistemáticos que influenciam o retorno do investimento. Desta maneira, o custo de capital próprio pode ser estimado de acordo com a equação da SML (*Security Market Line*):

$$K_e = R_f + \beta \cdot [E(R_m) - R_f] \quad (2.3)$$

Onde:

K_e = custo de capital próprio

R_f = taxa de juros do ativo livre de risco

β = coeficiente beta, que mede o risco sistemático da ação

$E(R_m)$ = retorno esperado da carteira de mercado

A equação (2.3) é aparentemente simples de ser utilizada. Porém, há diversas interpretações sobre como calcular cada um de seus componentes. Leal (2002) faz uma compilação de diversas abordagens utilizadas para se estimar esses componentes.

Para definir sua escolha de abordagem para o cálculo do custo de capital, Cornell (1997 *apud* LEAL, 2002 p. 5) menciona que quatro propriedades são freqüentemente citadas por agências reguladoras e tribunais nos EUA como necessárias a uma estimativa de custo do capital próprio: (1) ela deve ser coerente e consistente com o senso comum e ficar de 2% a 8% acima do rendimento de títulos do Tesouro dos EUA de longo prazo; (2) ela deve gerar um prêmio de risco da empresa que seja estável por períodos curtos; (3) ela deve ser aplicável no longo

prazo; (4) a técnica usada para estimá-la deve ser simples e clara para que possa ser entendida, aplicada e facilmente ajustada por praticantes qualificados.

Dentre as diversas discussões sobre como usar o CAPM, podem-se citar os seguintes aspectos:

- i) *Taxa de juros livre de risco*: pode-se utilizar uma média histórica ou o valor mais recente de um título de dívida americano e convertê-lo para reais. Por sua vez, a conversão pode ser feita por diferencial de inflação ou taxa de juros. Pode-se, ainda, utilizar diretamente o prêmio de um título soberano brasileiro. Adicionalmente, outras opções seriam os usos da taxa de caderneta de poupança ou da taxa interbancária (DI);
- ii) *Prazo de vencimento do ativo livre de risco*: podem-se utilizar títulos de longo prazo ou curto prazo para definir a taxa de juros livre de risco;
- iii) *Prêmio por risco de mercado*: pode-se utilizar a média do diferencial histórico entre o retorno do índice da bolsa de valores e um título de dívida soberano. Além disso, há discussões sobre o uso de uma média histórica aritmética ou geométrica. Outra abordagem seria a metodologia de Gordon (1956), detalhada mais adiante neste trabalho;
- iv) *Beta*: pode-se calcular o beta através da regressão entre os retornos do ativo em relação aos retornos do mercado brasileiro ou do mercado americano.

É importante mencionar que a versão do CAPM usada neste trabalho é o modelo de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). Porém, conforme citado por Copeland, Weston e Shastri (2005, p. 147), há outras versões também importantes como, por exemplo, as de Treynor (1961) e Black (1972).

Como o objetivo deste trabalho não é a avaliação do CAPM e sim a avaliação de um método de estimativa do risco sistemático, não são discutidos em profundidade os métodos alternativos de cálculo dos componentes da SML. Porém, o cálculo completo dos componentes da SML é relevante, pois os resultados da estimação de betas são inseridos na SML com a finalidade demonstrativa do impacto de um beta superestimado ou subestimado.

As variáveis da equação (2.3) são calculadas de acordo com as abordagens empregadas por Sanvicente et al. (2005). Tais abordagens são discutidas na terceira seção deste trabalho.

2.3. Análise de Beta por Fundamentos

Nesta seção são apresentados os artigos relacionados ao objetivo principal deste trabalho: aplicar e testar uma metodologia de cálculo do risco sistemático de bancos não listados em bolsa de valores no Brasil.

Dos três componentes da SML (equação 2.3), somente o risco sistemático não é possível de ser calculado diretamente para empresas de capital fechado. Existem diversos artigos que propõem uma metodologia de explicação de betas por fundamentos.

2.3.1. Por que Betas podem ser Decompostos em Fundamentos?

Rosenberg e Guy (1976) apresentaram de uma maneira bastante didática porque betas podem ser decompostos em variáveis explicativas. Para tanto, os autores utilizam um exemplo hipotético.

Neste exemplo, os autores demonstram a intuição por trás da decomposição de betas por fundamentos: cada empresa tem uma exposição distinta a fatores de risco comuns. Isso explica porque empresas de um mesmo setor têm coeficientes distintos de variáveis explicativas de beta e, por consequência, betas diferentes.

Consideremos a Tabela 2.1 abaixo, em que existem dois eventos futuros imaginários com resultados equiprováveis de cenários bom, ruim ou sem mudanças. Além disso, a tabela também fornece o impacto nos retornos do mercado e das ações das empresas A e B.

Tabela 2.1 – Decomposição de Betas: Exemplo Hipotético de Cenários de Resultados

Evento	Resultado	% de Contribuição ao Retorno		
		Mercado	Ação A	Ação B
Energia	Bom	+6	+4	+8
	Sem Mudanças	0	0	0
	Ruim	-6	-4	-8
Inflação	Bom	+3	+6	0
	Sem Mudanças	0	0	0
	Ruim	-3	-6	0

Como se supõe que os eventos sejam independentes é relativamente simples montar o diagrama de probabilidades e médias na Figura 2.1, a seguir.

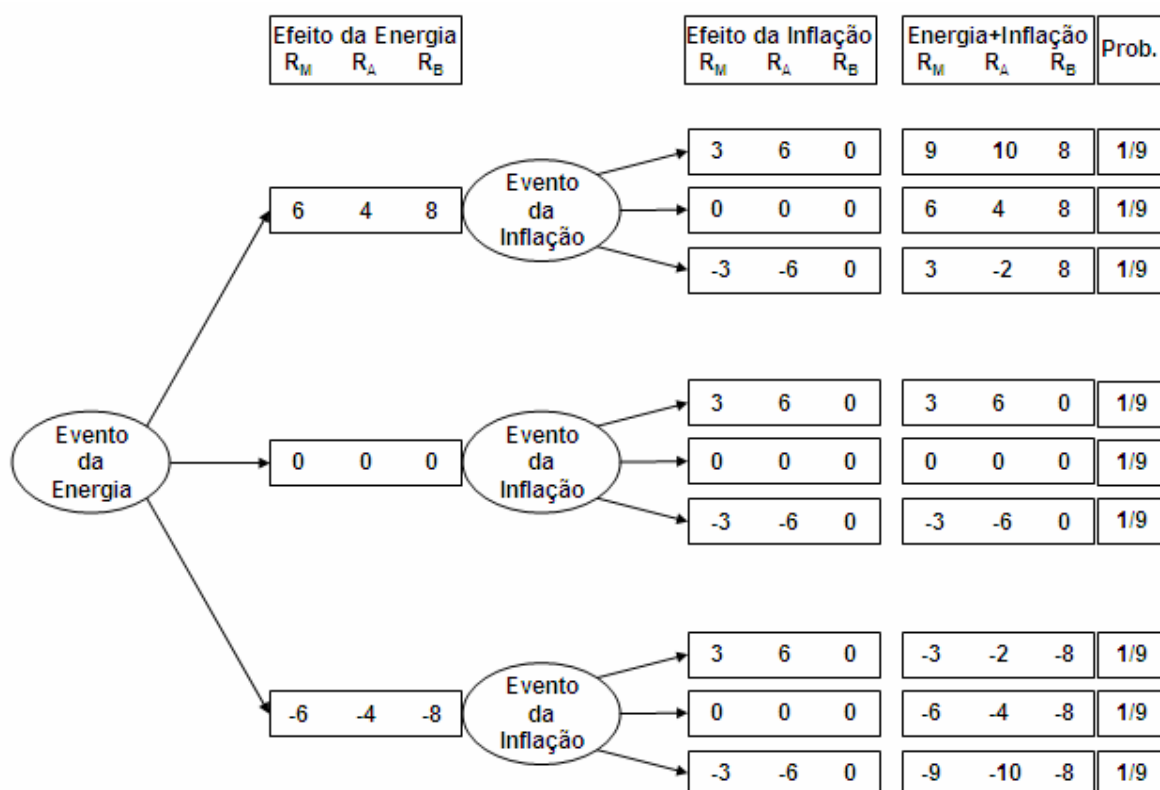


Figura 2.1 – Decomposição de Betas: Diagrama de Probabilidades e Médias

De acordo com o modelo de mercado, o beta da ação A é dado pela seguinte expressão:

$$\beta_a = \frac{\text{cov}(R_a; R_m)}{\text{var}(R_m)} \quad (2.4)$$

Onde:

R_a = retorno da ação A

R_m = retorno da carteira de mercado

Aplicando-se a equação (2.4), encontra-se:

$$\text{cov}(R_a, R_m) = 1/9 [9 \cdot 10 + 6 \cdot 4 + 3(-2) + 3 \cdot 6 + 0 \cdot 0 + (-3)(-6) + (-3) \cdot 2 + (-6)(-4) + (-9)(-10)] = 28$$

$$\text{var}(R_m) = 1/9 (9^2 + 6^2 + 3^2 + 3^2 + 3^2 + 3^2 + 6^2 + 9^2) = 30$$

$$\Rightarrow \beta_a = 28/30 = 14/15$$

Este beta da empresa A pode ser decomposto em dois elementos de acordo com cada evento. Portanto, a covariância pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\beta_a = \frac{\text{cov}(R_a; R_m)}{\text{var}(R_m)} = \frac{\text{cov}(R_a^e; R_m^e)}{\text{var}(R_m^e)} + \frac{\text{cov}(R_a^i; R_m^i)}{\text{var}(R_m^i)} \quad (2.5)$$

Onde:

R_a = retorno da ação A

R_m = retorno da carteira de mercado

R_a^e = retorno da ação devido somente ao fator energia

R_m^e = retorno da carteira de mercado devido somente ao fator energia

R_a^i = retorno da ação devido somente ao fator inflação

R_m^i = retorno da carteira de mercado devido somente ao fator inflação

Assim, o beta da ação A pode ser recalculado conforme explicado a seguir. Pode-se observar que o resultado é idêntico ao obtido anteriormente.

$$\begin{aligned}
\text{cov}(R_a, R_m) &= \text{cov}(R_a^e, R_m^e) + \text{cov}(R_a^i, R_m^i) \\
&= 1/3[4 \cdot 6 + 0 \cdot 0 + (-4)(-6)] + 1/3[6 \cdot 3 + 0 \cdot 0 + (-6)(-3)] \\
&= 2/3\{1/3[6 \cdot 6 + 0 \cdot 0 + (-6)(-6)]\} + 2\{1/3[3 \cdot 3 + 0 \cdot 0 + (-3)(-3)]\} \\
&= 2/3 \text{var}(R_m^e) + 2 \text{var}(R_m^i)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Rightarrow \beta_a &= 2/3 \text{var}(R_m^e)/\text{var}(R_m) + 2 \text{var}(R_m^i)/\text{var}(R_m) \\
\beta_a &= 2/3 \cdot 24/30 + 2 \cdot 6/30 = 14/15
\end{aligned}$$

Assim, é possível notar que a maior contribuição para o beta da ação A é proveniente do “risco energia”, responsável por 8/14 do risco total, enquanto o “risco inflação” contribui com 6/14 do risco total. Adicionalmente, pode-se notar que o beta da ação A é menos sensível a variações do “risco energia”, pois seu coeficiente multiplicativo é menor que o do “risco inflação” (2/3 e 2, respectivamente).

2.3.2. Abordagens para Explicação de Beta por Fundamentos

Beaver et al. (1970) foram alguns dos primeiros autores a abordar a estimação de betas de empresas por fundamentos. Em seu artigo, os autores examinaram a associação entre as medidas de risco determinadas por valores contábeis e as medidas de risco determinadas pelo mercado. O resultado é uma relação que explica o nível de risco de uma empresa através de variáveis contábeis.

Neste artigo, os autores utilizaram as seguintes variáveis explicativas:

- i) Taxa de pagamento de dividendos (valor de dividendos pagos sobre lucro líquido);
- ii) Crescimento dos ativos totais;
- iii) Alavancagem financeira (valor de dívidas seniores sobre o valor total dos ativos);
- iv) Liquidez (ativo circulante sobre passivo circulante);
- v) Tamanho (valor total dos ativos);
- vi) Variabilidade do lucro (desvio-padrão do lucro sobre o valor de mercado da ação da empresa), que foi calculada da seguinte maneira:

$$\text{Var Lucro} = \sqrt{\sum_{t=1}^T (E_t / P_{t-1} - [\overline{E/P}])^2 / T}$$

Onde:

E_t / P_{t-1} = lucro líquido em t sobre valor de mercado da ação em t-1

$$[\overline{E/P}] = \left(\sum_{t=1}^T (E_t / P_{t-1}) \right) / T$$

T = número de anos no período

vii) Covariância dos lucros históricos (definida como a covariância entre lucros de uma empresa com os lucros de uma carteira de N empresas, representando o mercado). Para melhor entendimento desta última variável, segue abaixo o conceito utilizado pelos autores do artigo:

$$\beta_{\text{contábil}} = \frac{\sum_{t=1}^T (E_t / P_{t-1} - [\overline{E/P}]) \cdot (M_t - \overline{M})}{\sum_{t=1}^T (M_t - \overline{M})} \cong \frac{\text{cov ar}(E_t / P_{t-1}, M_t)}{\text{var}(M_t)}$$

Onde:

E_t / P_{t-1} = lucro líquido em t sobre valor de mercado da ação em t-1

$$[\overline{E/P}] = \left(\sum_{t=1}^T (E_t / P_{t-1}) \right) / T$$

$$M_t = \left(\sum_{i=1}^N (E_i / P_{t-1}) \right) / N$$

$$\overline{M} = \left(\sum_{t=1}^T M_t \right) / T$$

T = número de anos no período

N = número de empresas listadas na NYSE, com dados de lucro líquido e valor da ação disponíveis no período t

Os autores chegaram à conclusão de que somente três variáveis eram relevantes para estimar o beta contábil de empresas: (1) taxa de pagamento de dividendos, (2) crescimento dos ativos e (3) variabilidade do lucro.

Outro ponto relevante na abordagem de Beaver et al. (1970) é a utilização de dois períodos para testar o poder da explicação do modelo de regressão. Os autores dividem sua amostra em dois períodos, ajustando a equação de regressão no primeiro período e testando a qualidade do modelo no segundo período (fora da amostra, portanto). Um ponto interessante em relação ao teste é que, apesar do artigo chegar à conclusão de que três variáveis são relevantes para explicar o beta, um modelo que adotava beta igual ao último valor histórico (beta = constante) produzia menores erros na projeção de betas futuros. Ou seja, o artigo concluiu que o valor atual do beta de uma empresa é a melhor aproximação para se prever o valor futuro de betas da mesma empresa.

Rosenberg e McKibben (1973) também abordaram o tema da previsão do risco sistemático com dados contábeis de empresas. Eles apresentaram três melhorias em relação ao artigo discutido nos parágrafos anteriores:

- i) Os autores citam que, quanto maior a frequência dos dados da amostra, melhores são os resultados do modelo. Dessa forma, os autores utilizam dados trimestrais ao invés de anuais;
- ii) Ao contrário de tentar explicar o beta por variáveis contábeis, os autores testam um modelo que explica os retornos das ações. Segundo os autores, esta abordagem produziu melhores resultados do que aqueles de Beaver et al. (1970);
- iii) Por último, os autores testam o modelo gerado na regressão através de comparações com modelos alternativos. Tais modelos são: beta constante, beta igual a zero e beta unitário. O resultado foi que o modelo baseado em variáveis contábeis superou todos os demais.

Nesta seção 2.3 foram discutidos artigos clássicos relacionados ao tema do trabalho. Porém, dois artigos recentes são mais relevantes. A seção 2.4 apresenta uma breve discussão dos mesmos.

2.4. Literatura de Metodologia

Em artigo recente, Sanvicente et al. (2005) sugerem uma metodologia que parte de fundamentos para estimar o beta de empresas de capital fechado ou de divisões de grandes corporações diversificadas. Para tanto, os autores utilizam uma regressão estimada por meio de *pooling de cross-sections* e séries temporais e chegam ao seguinte resultado:

$$\beta_i = 1,0523 + 0,0422 \cdot GAF_i + 0,1496 \cdot GAO_i - 0,1674 \cdot EXP_i \quad (2.6)$$

Onde:

β_i = risco sistemático da ação da empresa i

GAF_i = dívida financeira líquida/patrimônio líquido da empresa i (medida de alavancagem financeira)

GAO_i = ativo imobilizado/ativo total da empresa i (medida de alavancagem operacional)

EXP_i = percentual de receita bruta exportada da empresa i

Todos os coeficientes da equação (2.6) são significativos e o R^2 obtido foi de 95%. Além disso, segundo os autores, os sinais dos coeficientes são coerentes com o que prediz a teoria de finanças, ou seja: quanto maiores a alavancagem financeira e a alavancagem operacional, maior é o risco sistemático medido pelo beta; quanto maior o percentual de exportação, menor o risco sistemático.

Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (2002, p. 250), os níveis de alavancagem financeira e operacional são diretamente proporcionais ao risco de uma empresa pelos seguintes motivos:

- i) A alavancagem financeira é a sensibilidade do lucro líquido da empresa a uma variação de seu lucro operacional, e é diretamente proporcional ao grau de endividamento da empresa.
- ii) A alavancagem operacional é a sensibilidade do lucro operacional da empresa a uma variação de sua receita líquida operacional (vendas), sendo diretamente proporcional à presença de custos fixos de operação.

Porém, Mohanty e Song (2002) encontram outras variáveis que explicam o risco sistemático de bancos, como por exemplo, a natureza da carteira de crédito. Assim, a abordagem do artigo de Sanvicente et al. (2005) pode não ser adequada para utilização em bancos.

Mohanty e Song (2002) apresentam uma abordagem mais alinhada ao setor de serviços financeiros. Os autores citam em seu artigo que dados de balanço patrimonial utilizados no cálculo do capital regulatório mínimo exigido pelas autoridades bancárias são relevantes para explicar a sensibilidade dos retornos das ações. Os autores ainda citam diversos outros artigos que utilizaram dados de balanço (por exemplo: ROSENBERG e PERRY; 1981; DIETRICH, 1989; NEUBERGER, 1991 e 1992). Uma explicação detalhada destas variáveis é fornecida na seção 3.3 deste trabalho. Porém, podem-se citar algumas variáveis relevantes, todas definidas como proporção do ativo total: carteira de crédito imobiliário, carteira de crédito total, volume de depósitos, etc.

A abordagem utilizada por Mohanty e Song (2002) é semelhante à de Rosenberg e McKibben (1973), em que os coeficientes das variáveis explicativas de beta são determinados através de uma regressão com os retornos das ações dos bancos. A figura abaixo ajuda a esclarecer esta diferença de abordagem:

Passo 1º $R_{jt} = \alpha + b_0 \cdot R_{mt} + b_1 \cdot (X_{1jt} \cdot R_{mt}) + b_2 \cdot (X_{2jt} \cdot R_{mt}) + U_{jt}$

Passo 2º $\hat{\beta}_j = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \cdot X_{1jt} + \hat{b}_2 \cdot X_{2jt}$

Passo 3º $\hat{R}_{jt} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_j \cdot R_{mt}$

Figura 2.2 – Abordagem para a Determinação de Coeficientes de Variáveis Explicativas²

A forma mais direta de se obter os coeficientes explicativos de beta seria estimar a equação do passo 2º da figura acima por meio de um modelo de regressão linear. Porém, conforme mencionado na revisão de literatura deste trabalho, são

² Abordagem baseada no artigo de Rosenberg e McKibben (1973)

obtidos resultados melhores ao se realizar a regressão dos retornos de uma empresa em relação às variáveis explicativas.

Além disso, pode-se observar na Figura 2.2 que a equação de $\hat{\beta}_j$ pode ser facilmente substituída no passo 1º, caso se isole a variável de retorno de mercado (R_{mt}). Assim, a abordagem para a determinação de coeficientes das variáveis explicativas seguirá os passos esquematizados na Figura 2.2:

- Passo 1º: regressão dos retornos da ação de uma empresa j no período t , em relação às suas variáveis explicativas X_1 e X_2 (por exemplo, a proporção de carteira de crédito e a proporção de provisões de crédito em relação ao ativo total), multiplicadas pelo retorno da carteira de mercado R_{mt} ;
- Passo 2º: cálculo do beta da ação da empresa j , de acordo com os valores de suas variáveis explicativas X_1 e X_2 e seus coeficientes \hat{b}_0 , \hat{b}_1 e \hat{b}_2 estimados no passo 1º;
- Passo 3º: estimação do retorno esperado para a ação da empresa j no período t , através da soma de uma constante $\hat{\alpha}$, estimada no passo 1º, com a multiplicação do beta, estimado no passo 2º, pelo retorno da carteira de mercado no período t .³

O artigo de Mohanty e Song (2002) também apresenta uma abordagem fundamentada para a escolha das variáveis explicativas do beta, baseando-se nas regras de capital regulatório estipuladas pelo acordo de Basiléia I.⁴ Tais regras dependem diretamente da definição da exposição ponderada a risco (PEPR).

Como resultado empírico, os autores encontram que os seguintes coeficientes são relevantes para explicar os betas das ações de bancos: coeficiente de Basiléia I,⁵ retorno da carteira de mercado, títulos do governo lastreados em hipoteca, empréstimos imobiliários e empréstimos comerciais/industriais.

³ Evidentemente, a realização do passo 3º não é relevante nesta dissertação, pois o objetivo consiste em obter apenas as estimativas de betas.

⁴ Conjunto de recomendações elaborado pelo *Basel Committee on Banking Supervision* [Comitê de supervisão bancária de Basiléia] com o objetivo de gerar estabilidade no sistema financeiro internacional.

⁵ Coeficiente que mede a solvência de bancos, calculado de acordo com as regras do acordo de Basiléia I.

Além disso, a maioria dos coeficientes se mantém significativa em diversos cenários de regressões em painel, onde em cada cenário é incluída uma variável explicativa adicional (no primeiro cenário considera-se somente o retorno da carteira de mercado e títulos do governo lastreados em hipotecas; no segundo cenário, inclui-se o valor da razão entre títulos de hipotecas de famílias com até quatro membros sobre o total de empréstimos; no terceiro cenário, inclui-se a razão entre títulos de hipotecas de famílias com cinco ou mais membros, etc.).

Como os coeficientes das variáveis explicativas variam pouco com a inclusão de variáveis adicionais, infere-se que não há problemas de multicolinearidade entre as variáveis.

Portanto, entende-se que o artigo supra mencionado está mais alinhado com o objetivo do presente trabalho, além de apresentar uma abordagem compatível com a literatura já desenvolvida. Adicionalmente, o artigo também oferece uma base metodológica para a escolha de variáveis explicativas.

A explicação detalhada da metodologia é apresentada na próxima seção do trabalho.

3. Metodologia

Este trabalho tem como objetivo propor e testar uma metodologia de cálculo de beta do capital próprio através de fundamentos específicos para os bancos brasileiros. Para tanto, é realizada uma pesquisa quantitativa com dados históricos de bancos brasileiros de capital aberto.

Os dados históricos são relacionados aos betas dos bancos através de um modelo estimado por uma regressão. Após a regressão, os resultados são testados contra os valores observados de betas em uma amostra de validação.

Os dados analisados estão presentes nos balancetes mensais de demonstração de resultados dos bancos.

A Figura 3.1 abaixo esquematiza a abordagem do trabalho:

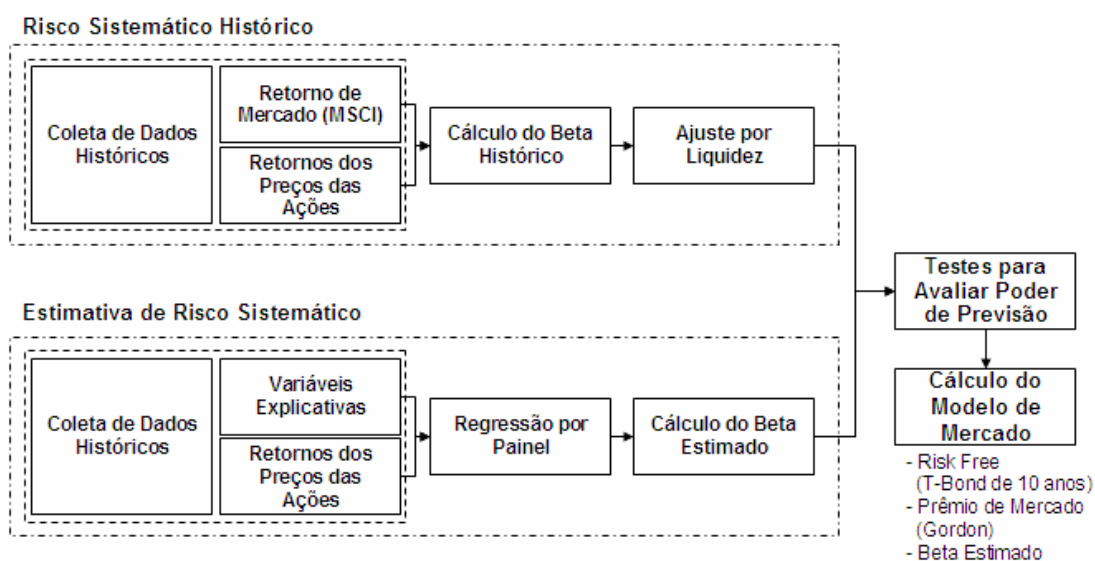


Figura 3.1 – Metodologia de Trabalho⁶

O trabalho parte de duas visões do risco sistemático de bancos: visão tradicional do modelo de mercado versus estimativa de beta por variáveis explicativas. Uma vez criada a base de dados com betas históricos, comparam-se as duas abordagens com a finalidade de avaliar a confiabilidade dos betas estimados.

⁶ Metodologia baseada no artigo de Mohanty e Song (2002)

Esta terceira seção do trabalho aborda primeiramente a estimação da SML e a estimação de betas históricos, seguindo a abordagem de Sanvicente et al. (2005). Posteriormente, é apresentada a adaptação da abordagem de Mohanty e Song (2002), utilizada para se estimar o beta com base em variáveis explicativas.

Ao final da seção são apresentadas as variáveis explicativas escolhidas e os testes realizados.

3.1. Utilização do CAPM

3.1.1. Taxa de Juros Livre de Risco

A taxa de juros livre de risco utilizada por Sanvicente et al. (2005) é o *yield-to-maturity* de um título soberano americano de longo prazo. A adoção dessa taxa de juros pressupõe que os investidores são globalizados e, portanto, obteriam esta taxa porque poderiam aplicar seu capital em títulos do governo americano. Além disso, é utilizada a cotação corrente, pois se deve considerar o custo de oportunidade de investidores no momento atual, quando tomam suas decisões de investimento. Trata-se assim do custo de oportunidade de um investimento livre de risco disponível.

Portanto, a taxa de juros do ativo livre de risco recomendada é o valor corrente do *yield-to-maturity* do *U.S. Treasury Note* de 10 anos. Atualmente, este valor é de 3,82%⁷ ao ano.

3.1.2. Retorno Médio da Carteira de Mercado

Também com base em Sanvicente et al. (2005), o retorno médio esperado da carteira de mercado é calculado com o auxílio do modelo de Gordon (1956). Este modelo supõe que os dividendos crescem para sempre a uma taxa constante g . O valor intrínseco da ação corresponde ao valor presente dos fluxos de dividendos,

⁷ Valor referente a setembro de 2008.

descontados ao custo de oportunidade do capital próprio (k). Se os dividendos crescem a uma taxa constante, o valor intrínseco de uma ação (V_0) corresponde ao valor presente de uma perpetuidade de crescimento constante, obtido pela expressão a seguir:

$$V_0 = \frac{DIV_1}{k - g} \quad (3.1)$$

Onde:

V_0 = valor intrínseco de uma ação

DIV_1 = dividendo pago no período 1 [= $DIV_0 \cdot (1 + g)$]

k = custo de capital

g = taxa de crescimento dos dividendos

Supondo-se que o mercado seja eficiente, o preço da ação (P_0) será igual ao valor intrínseco. Dessa maneira, o preço da ação de uma empresa conterá a informação do retorno exigido pelo investidor:

$$k = \frac{DIV_1}{P_0} + g \quad (3.2)$$

O retorno esperado da carteira de mercado nada mais é do que a média dos retornos exigidos de cada ação individualmente.

Entretanto, não se observam medidas de crescimento do dividendo (g). Uma das premissas que pode ser feita é a de que, em média, as empresas crescem à sua taxa de crescimento sustentável. Ou seja, à taxa de retorno que suas operações conseguem sustentar sem que se alterem sua política de dividendos e sua estrutura de capital. Desta maneira, de acordo com Copeland, Weston e Shastri (2005, p. 503) pode-se estimar g por:

$$g = ROE \cdot b \quad (3.3)$$

Onde:

g = taxa de crescimento dos dividendos

ROE = retorno sobre o patrimônio líquido

b = taxa de retenção de lucros = 1 – taxa de pagamento de dividendos

3.1.3. Risco Sistemático – Beta

Assim como proposto por Sanvicente et al. (2005), os valores dos betas das empresas analisadas são calculados através de uma regressão dos retornos em excesso da ação em relação aos retornos em excesso de um índice de mercado:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \cdot (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_i \quad (3.4)$$

Onde:

$R_{i,t}$ = retorno de um ativo i no período t

$R_{f,t}$ = retorno de um ativo livre de risco f no período t

α_i = constante estimada na regressão de um ativo i

β_i = risco sistemático do ativo i

$R_{m,t}$ = retorno de mercado no período t

$\varepsilon_{i,t}$ = termo erro da regressão do ativo i no período t

Também de acordo com Sanvicente et al. (2005), o CAPM parte de uma carteira ponderada por valor de mercado, não sendo possível utilizar o Ibovespa na equação (3.4), pois o mesmo é ponderado por volume de negociação. Dessa forma, é mais adequado utilizar o MSCI Brazil, um índice construído pela *Morgan Stanley Capital International*.

Além disso, outra complexidade da utilização da equação (3.4) é a maior ou menor liquidez de cada ação. Isso é relevante porque ações com baixo volume negociado podem levar ao cálculo distorcido de betas. É possível minimizar o problema de falta de liquidez das ações através do ajuste por falta de sincronização de dados, proposto por Scholes e Williams (1977):

$$\beta = \frac{\sum_{k=-1}^1 \beta_k}{1 + 2\rho} \quad (3.5)$$

Onde:

β = risco sistemático ajustado pela liquidez

β_k = risco sistemático no cenário k:

K = -1, a regressão envolve os retornos $R_{i,t}$ e $R_{m,t-1}$

K = 0, a regressão envolve os retornos $R_{i,t}$ e $R_{m,t}$

K = +1, a regressão envolve os retornos $R_{i,t}$ e $R_{m,t+1}$

ρ = coeficiente de correlação entre R_{mt} e $R_{m,t-1}$

3.2. Avaliação do Retorno por Variáveis Explicativas

Seguindo a abordagem de Mohanty e Song (2002), supõe-se que:

$$R_{jt} = R_{jt}^0 + R_{jt}^1 \quad (3.6)$$

Onde:

R_{jt}^1 = retorno da ação j em t devido à carteira de crédito

R_{jt}^0 = retorno da ação j em t devido a outros ativos

Por conveniência de demonstração, supõe-se que a carteira de crédito do banco j seja constituída por duas categorias de empréstimos (a, b) com proporções X_1 e X_2 em relação ao total de ativos, respectivamente. Dessa forma, segundo Mohanty e Song (2002):

$$R_{jt}^1 = X_1 \cdot R_{jt}^a + X_2 \cdot R_{jt}^b \quad (3.7)$$

Sabemos, conforme a equação (2.4) deste trabalho, que o valor de beta é a razão entre $\text{cov}(R_{jt}, R_{mt})$ e $\text{var}(R_{mt})$. Assim, substituindo R_{jt}^1 e R_{jt}^0 , encontramos a seguinte expressão:

$$\beta_{jt} = \frac{\text{cov}(R_{jt}, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})} = \frac{\text{cov}(R_{jt}^0 + R_{jt}^1, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})} = \frac{\text{cov}(R_{jt}^0, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})} + \frac{\text{cov}(R_{jt}^1, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})} \quad (3.8)$$

$$\beta_{jt} = \frac{\text{cov}(R_{jt}^0, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})} + X_1 \frac{\text{cov}(R_{jt}^a, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})} + X_2 \frac{\text{cov}(R_{jt}^b, R_{mt})}{\text{var}(R_{mt})}$$

A equação (3.8) ilustra a proposição de que o nível do beta de uma empresa é determinado por dois tipos de parâmetros: (i) o grau de incerteza atrelado a várias categorias de empréstimo, medido pela relação de covariância com o retorno da carteira de mercado; e (ii) os montantes de tipos de carteira de crédito medidos como percentual do total de ativos.

A versão estimada do modelo da equação (3.8) é, portanto:

$$\beta_{jt} = b_0 + b_1 \cdot X_{1jt} + b_2 \cdot X_{2jt} + \varepsilon_{jt} \quad (3.9)$$

Na equação (3.9), b_1 é a estimativa da razão de covariância do retorno do ativo de crédito 1 com o retorno da carteira de mercado sobre a variância do retorno da carteira de mercado, sendo b_2 análogo para o ativo de crédito 2. O intercepto b_0 captura a relação da covariância dos outros ativos em relação ao retorno da carteira de mercado sobre a variância do retorno da carteira de mercado. Portanto, neste modelo simplificado, o risco sistemático da ação de um banco é determinado por relações de covariância e proporções de empréstimos sobre o ativo total.

Quando o banco j tem diversas categorias de empréstimos, o modelo estimado na equação (3.9) pode ser expandido para o seguinte modelo:

$$\beta_{jt} = b_0 + b_1 \cdot X_{1jt} + b_2 \cdot X_{2jt} + \dots + b_n \cdot X_{njt} + \varepsilon_{jt} \quad (3.10)$$

As estimativas dos coeficientes b 's são obtidas através da regressão de um modelo que substitui a equação (3.10) pela equação do passo 1º na Figura 2.2, ou seja:

$$\tilde{R}_{jt} = \alpha + b_0 \cdot \tilde{R}_{mt} + b_1 \cdot (X_{1jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + \dots + b_n \cdot (X_{njt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + U_{jt} \quad (3.11)$$

Em (3.11), U_{jt} inclui desvios do risco que são específicos ao retorno da ação e $E(U_{jt}) = 0$. b_i é a resposta do retorno de uma empresa da amostra ao ativo i , $i = 1, \dots, n$.

3.3. Escolha das Variáveis Explicativas

Assim como realizado em Mohanty e Song (2002), a escolha das variáveis explicativas é feita com base nas normas do Banco Central do Brasil que definem o capital mínimo exigido para a solvência de bancos.

A resolução 3.490 de agosto de 2007, disponível no *website* do Banco Central do Brasil, estabeleceu o critério para a apuração do Patrimônio de Referência Exigido (PRE), visando à cobertura do risco decorrente da exposição das operações registradas nos demonstrativos contábeis à variação das taxas de juros praticadas no mercado, para bancos com operações no Brasil.

O cálculo do PRE obedece à seguinte forma:

$$PRE = PEPR + PCAM + PJUR + PCOM + PACS + POPR \quad (3.12)$$

Onde:

PEPR = parcela referente às exposições ponderadas pelo fator de ponderação de risco a elas atribuído

PCAM = risco das exposições em ouro, em moeda estrangeira e em operações sujeitas à variação cambial

PJUR = risco das operações sujeitas à variação de taxas de juros

PCOM = risco das operações sujeitas à variação dos preços de mercadorias (commodities)

PACS = risco das operações sujeitas à variação dos preços de ações

POPR = risco operacional

Dos itens que compõem o PRE na equação acima, o mais relevante é o PEPR, porque os retornos das ações no mercado já tendem a ser afetados pelo comportamento de quase todos os fatores que geram os riscos associados às outras

parcelas (variações de cotações de ouro, taxas de câmbio, taxas de juros, preços de commodities e preços de ações). Além disso, somente para o PEPR há informações públicas disponíveis para análise dos bancos. Portanto, este trabalho considerará nas equações (3.10) e (3.11) somente as variáveis que definem o PEPR.

O cálculo do PEPR é uma soma de ativos ponderada por percentuais de risco definidos pelo Banco Central do Brasil. Após o cálculo da soma ponderada, multiplica-se o valor por 11% para se chegar ao valor do PEPR. O percentual de 11% também é definido pelo Banco Central do Brasil (este percentual é de 8% na Europa e EUA).

A definição das exposições ponderadas no PEPR foi estabelecida na circular nº 3.360 do Banco Central em setembro de 2007, disponível no *website* do Banco Central do Brasil. A Tabela 3.1 resume as principais contas e seus pesos no PEPR.

Tabela 3.1 – Classificação dos Ativos em Fatores de Ponderação de Risco

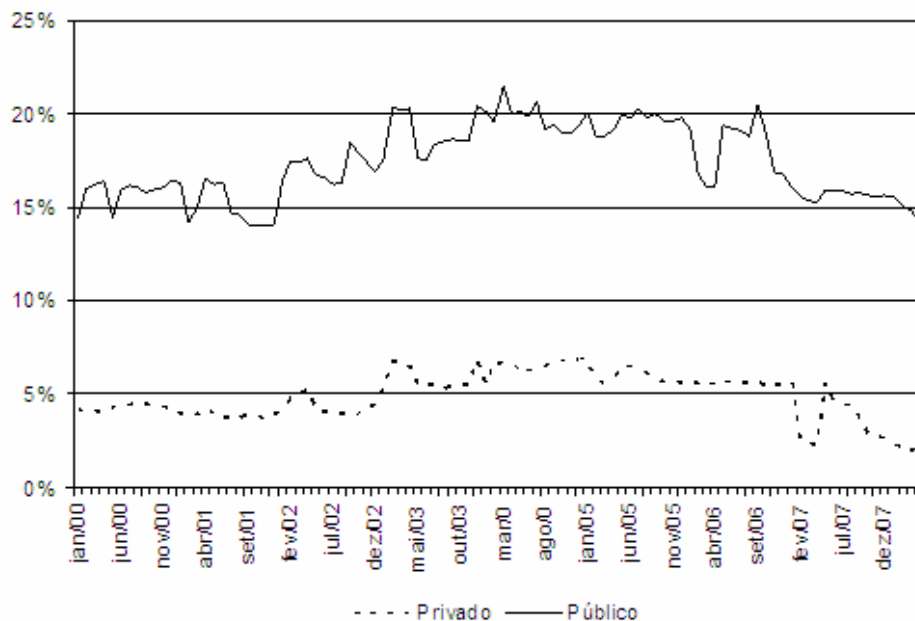
Ponderação	Itens Principais
0%	Caixa (moeda estrangeira ou nacional), ouro em espécie, operações com o Tesouro Nacional e com o Banco Central do Brasil, operações com organismos multilaterais e entidades multilaterais de desenvolvimento
20%	Depósitos à vista, operações com vencimento em até três meses, direitos representativos de operações de cooperativas
35%	Crédito imobiliário com o valor contratado menor que 50% da garantia, financiamentos garantidos por hipoteca (com o valor contratado menor que 50% da garantia), certificados de recebíveis imobiliários
50%	Operações com instituições financeiras, operações com governos e bancos centrais de países estrangeiros, operações de crédito com câmaras de compensação e de liquidação, crédito imobiliário (com o valor contratado maior que 50% e menor que 80% da garantia), financiamentos garantidos por hipoteca (com o valor contratado maior que 50% e menor que 80% da garantia), operações de crédito concedidas ao FGC
75%	Operações de varejo
100%	Demais operações não contempladas nos itens anteriores
300%	Crédito tributário

Fonte: Banco Central do Brasil

Entretanto, além das variáveis da Tabela 3.1 também é considerada uma variável *dummy* de regressão que segrega bancos privados e bancos estatais. Tal distinção pode ser relevante devido a diferenças estruturais de atuação dos bancos estatais em relação aos privados. Essas diferenças dizem respeito ao modelo operacional dos bancos públicos, que detêm uma significativa parcela de clientes

originados em folha de pagamento de órgãos públicos. Além disso, há diferenças de produtos vendidos entre bancos públicos e privados, o que pode ser observado no Gráfico 3.1, que ilustra a maior concentração de empréstimos rurais em bancos públicos.

Gráfico 3.1 – Concentração da Carteira de Crédito Rural por Tipo de Banco



Fonte: FEBRABAN - Balancetes Mensais dos Bancos

Dessa forma, a equação (3.11) pode ser reescrita considerando as seguintes variáveis:

$$\begin{aligned} \tilde{R}_{jt} = & \alpha + b_0 \cdot \tilde{R}_{mt} + b_1 \cdot (DEP_{jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + b_2 \cdot (CRE_{jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + b_3 \cdot (IMO_{jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + \\ & + b_4 \cdot (INT_{jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + b_5 \cdot (ARR_{jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + b_6 \cdot (PRO_{jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + \\ & + b_7 \cdot (PAT_{jt} \cdot \tilde{R}_{mt}) + b_8 \cdot (DUM_j \cdot \tilde{R}_{mt}) + U_{jt} \end{aligned} \quad (3.13)$$

Onde:

DEP = depósitos totais

CRE = operações de crédito, incluindo linhas classificadas como 'outros créditos' e excluindo crédito imobiliário

IMO = carteira de crédito imobiliário

INT = depósitos, relações e repasses interfinanceiros

ARR = operações de arrendamento mercantil

PRO = provisões de crédito

PAT = patrimônio líquido

DUM = *dummy* de segregação entre bancos públicos e privados

Com exceção da variável *dummy*, todas as variáveis acima são medidas como proporção do valor dos ativos totais de cada banco.

3.4. Resultados Esperados

Com a elaboração dos cálculos, são gerados os coeficientes b_i da equação (3.13), para posterior inserção na equação (3.10). Porém, antes da realização das regressões, é importante discutir quais são os resultados esperados para os sinais dos coeficientes por variável explicativa.

De acordo com Beaver et al. (1970), há evidências que suportam a relação direta entre as medidas contábeis de risco e o risco de mercado. Além disso, Rosenberg e Guy (1976) afirmam que os sinais esperados para os coeficientes são relacionados à contribuição de cada variável em termos de risco. Assim, caso o crescimento do valor de uma variável contábil aumente o risco de mercado do banco, espera-se que o sinal de seu coeficiente seja positivo e vice-versa.

Depósitos Totais – DEP

Para que um banco possa efetuar operações de crédito e aumentar de tamanho, é necessário que existam fundos para serem emprestados aos clientes. Uma alternativa de captação são os depósitos, que podem ser classificados como à vista, a prazo (CDB) ou poupança.

Como os depósitos constituem uma dívida do banco em relação aos seus clientes, quanto maior o seu valor, maior é a alavancagem financeira do banco.

Conforme citado anteriormente, Ross, Westerfield e Jaffe (2002, p. 250) afirmam que os níveis de alavancagem financeira são diretamente proporcionais ao risco de uma empresa. Portanto, espera-se que o coeficiente b_1 seja positivo.

Operações de Crédito – CRE

A receita de juros de um banco depende diretamente de sua carteira de crédito. Porém, a carteira de crédito é um tipo de ativo mais arriscado que títulos públicos ou caixa. Dessa forma, quanto maior a proporção de ativos de crédito sobre ativos totais, maior o nível de risco de um banco.

Assim, espera-se que o coeficiente b_2 seja positivo.

Carteira de Crédito Imobiliário – IMO

O crédito imobiliário é uma modalidade de empréstimos de longo prazo, que aumenta o vínculo dos clientes ao banco e potencializa a venda de outros produtos. Além disso, há uma garantia real neste tipo de empréstimo (o imóvel financiado). Por consequência, a carteira de crédito imobiliário é menos arriscada que outros tipos de crédito.

Dessa forma, espera-se que o coeficiente b_3 seja positivo e com sensibilidade menor que a do coeficiente da variável CRE (operações de crédito).

Relações e Repasses Interfinanceiros – INT

Caso exista posição ativa nesta variável, significa que o banco é credor de outras instituições financeiras no curtíssimo prazo. Neste caso, como as relações e

repasses interfinanceiros são ativos com alta liquidez e baixo risco, espera-se que o sinal do coeficiente b_4 seja negativo.

Por outro lado, caso exista posição passiva nesta variável, significa que o banco possui uma dívida de curtíssimo prazo com outras instituições financeiras. Assim, o grau de alavancagem financeira aumenta. Conforme citado anteriormente, o grau de alavancagem financeira é diretamente proporcional ao risco do banco. Dessa forma, espera-se, neste caso, que o sinal do coeficiente b_4 seja positivo.

Porém, como o sinal das relações e repasses interfinanceiros depende da posição contábil do banco (ativa ou passiva), não é possível prever o sinal esperado para o coeficiente b_4 .

Operações de Arrendamento Mercantil – ARR

As operações de arrendamento mercantil possuem característica similar ao crédito imobiliário: a garantia em caso de *default*. Entretanto, um aspecto diferenciador é que a garantia do arrendamento mercantil possui maior liquidez. Isso ocorre porque há travas jurídicas que impedem a execução imediata da garantia do crédito imobiliário. Tal barreira é menor no caso de arrendamento mercantil.

Como o arrendamento mercantil também é um tipo de ativo de crédito, espera-se que o coeficiente b_5 seja também positivo. Porém, devido à maior liquidez de sua garantia, espera-se que a sensibilidade do risco do banco a uma variação de ARR seja menor que a sensibilidade em relação a variações em CRE e IMO.

Provisões de Crédito – PRO

As provisões de crédito são constituídas de acordo com o perfil de risco dos tomadores de empréstimos. Quanto maior seu valor, pior é o perfil de risco dos tomadores de crédito de um banco. Assim, supondo que o risco de mercado seja diretamente relacionado ao risco de crédito, esta variável é diretamente proporcional ao risco do banco.

Como o valor das provisões é negativo, espera-se que o coeficiente b_6 seja negativo.

Patrimônio Líquido – PAT

O nível de alavancagem de uma empresa é definido como o percentual de dívidas em relação ao total de ativos. A variável b_7 é, portanto, o coeficiente do inverso da alavancagem.

Apesar da Proposição I de Modigliani & Miller (Copeland, Weston e Shastri, 2005, p. 562) concluir que o nível de endividamento de uma empresa não influencia seu valor, sabe-se que tal fato não ocorre na realidade devido a imperfeições de mercado. Assim, empresas com alto grau de alavancagem financeira apresentam maior risco, pois podem não ter a capacidade de pagar suas obrigações, caracterizando assim a falência. Logo, quanto maior a alavancagem de um banco, maior seu risco.

Como PAT é o inverso da alavancagem financeira, espera-se que o coeficiente b_7 seja negativo.

Dummy de segregação entre bancos públicos e privados – DUM

Conforme mencionado neste trabalho, o perfil das operações de bancos estatais é diferente do que ocorre normalmente nos bancos privados. Os bancos públicos possuem menor risco de perder clientes, pois geralmente concentram a folha de pagamento de funcionários públicos. Logo, pode-se dizer que bancos públicos são menos arriscados que bancos privados.

Como a variável *dummy* deste trabalho atribuirá o valor 1 (um) para bancos privados e o valor 0 (zero) para bancos públicos, espera-se que o coeficiente b_8 seja positivo.

A tabela a seguir apresenta qual é o sinal de cada variável no banco de dados (por exemplo: PRO, apesar de ser um ativo, apresenta sinal negativo). Além disso, a tabela resume as expectativas de sinais e intensidade dos coeficientes das variáveis explicativas:

Tabela 3.2 – Expectativas para os Sinais dos Coeficientes das Variáveis Explicativas

Variável	Relação com o Risco do Banco	Sinal da Variável no Banco de Dados	Sinal Esperado para o Coeficiente	Sensibilidade
DEP	Inversamente Proporcional	(+)	(+)	
IMO	Diretamente Proporcional	(+)	(+)	Menor que CRE
INT	Indefinido	Indefinido	Indefinido	
CRE	Diretamente Proporcional	(+)	(+)	
ARR	Diretamente Proporcional	(+)	(+)	Menor que CRE e IMO
PRO	Diretamente Proporcional	(-)	(-)	
PAT	Inversamente Proporcional	(+)	(-)	
DUM	Diretamente Proporcional	(+)	(+)	

3.5. Metodologia de Teste

De forma similar a Rosenberg e McKibben (1973), o modelo de projeção de betas é testado contra os seguintes modelos:

- (i) Nulo → Supõe que $\hat{\beta}_j = 0$;
- (ii) “Naive” → Supõe que $\hat{\beta}_j =$ beta histórico (último beta do período usado para estimação);
- (iii) Unitário → Supõe que $\hat{\beta}_j = 1$;

Além das abordagens acima, também é utilizada uma média de bancos, pois tal prática é comum no mercado (Copeland, Koller e Murrin, 2001, p. 224 e p. 390).

- (iv) Média de Pares → Supõe que $\hat{\beta}_j =$ média do valor atual dos betas dos bancos, estimados por betas históricos, exceto o banco j.

4. Base de Dados

4.1. Betas Históricos

O cálculo de betas foi baseado na equação (3.4) e os valores obtidos foram ajustados de acordo com a equação (3.5) deste trabalho.

Foram consideradas todas as instituições financeiras presentes na base de dados da Economática com séries de preços diários desde dezembro de 1995 (63 instituições no total) até setembro de 2008. Além disso, o retorno considerado para a carteira de mercado foi o índice MSCI Brasil, obtido na Bloomberg em moeda doméstica (reais). Portanto, foi considerada uma série histórica de preços com 3.348 dias úteis para 63 instituições financeiras, além do MSCI Brasil.

A partir das séries de preços históricos, foram calculados os excessos de retornos diários das ações das 63 instituições financeiras da amostra e do MSCI Brasil. Por sua vez, os betas históricos foram calculados considerando-se os retornos diários dos últimos 252 dias úteis em cada dia no período da amostra. Portanto, os betas históricos diários foram obtidos a partir de dezembro de 1996.

Para se chegar a um valor de beta mensal, foi apurada a média aritmética dos betas diários em cada mês para cada instituição analisada. Portanto, foram obtidos dados de betas mensais para 63 instituições em 142 meses.

De acordo com Copeland, Koller e Murrin (2001, p. 390), o beta em mercados emergentes é freqüentemente difícil de calcular devido à falta de liquidez e de dados históricos. Assim, é comum que as regressões produzam resultados extremos.

Dessa maneira, a fim de se evitar esse tipo de distorção, foram desconsiderados os betas mensais com valor inferior a -1,5 ou superior a 2,0, que representam aproximadamente os 5% de cada extremo da amostra total das instituições financeiras. Assim, também eliminando meses em que não foi possível medir o retorno das ações, foram obtidos 3.069 betas mensais para um total de 51 instituições financeiras brasileiras.

Analisando-se a amostra obtida, pode-se afirmar que, em geral, as instituições financeiras brasileiras apresentam risco menor que o do mercado

doméstico como um todo. Isso porque, fazendo-se a média dos betas de cada instituição ao longo de seu histórico mensal, somente quatro instituições financeiras apresentam beta médio superior a um. Além disso, o beta médio da amostra é de 0,47, sendo inferior a 0,61 em todos os anos da amostra.

Segue abaixo uma tabela com o resumo da estatística descritiva da amostra:

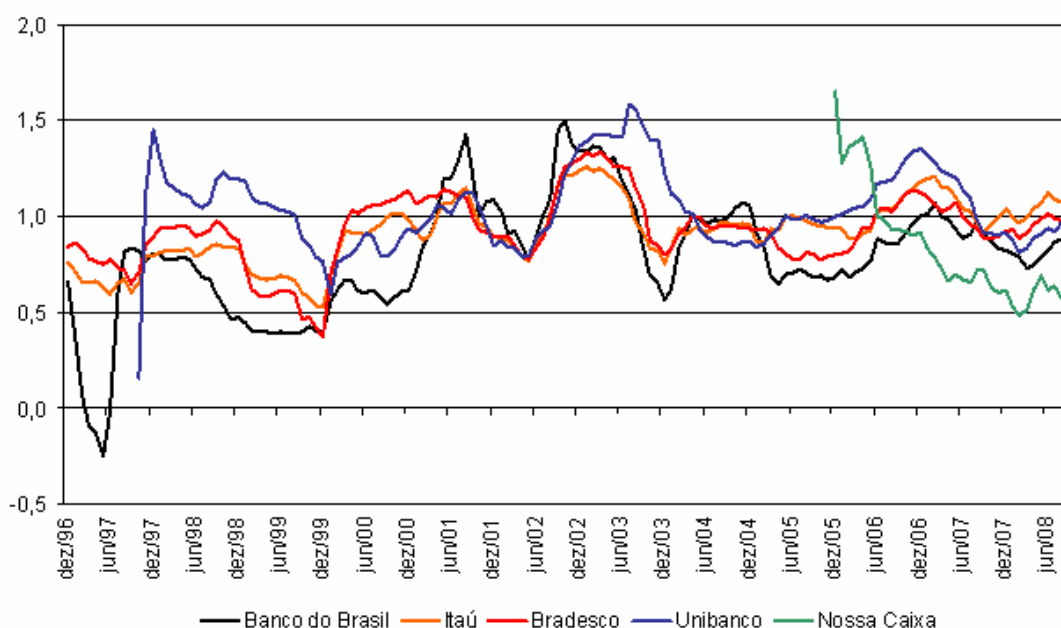
Tabela 4.1 – Estatística Descritiva da Amostra de Betas Mensais por Ano

Estatística	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Total
Mínimo	-0,7505	-1,3643	-1,2825	-1,2253	-1,3500	-1,4851	-1,4859	-1,4826	-1,4328	-1,4936	-1,3637	-1,1167	-0,8495	-1,4936
Média	0,4571	0,2915	0,4492	0,3047	0,5078	0,6043	0,5411	0,5661	0,5028	0,4085	0,4063	0,6035	0,5469	0,4746
Máximo	1,6580	1,6531	1,5321	1,3122	1,9223	1,9903	1,8056	1,9997	1,9722	1,9285	1,7570	1,9000	1,7984	1,9997
Desvio Padrão	0,6326	0,5153	0,4389	0,3946	0,5495	0,6057	0,6127	0,7317	0,6254	0,7093	0,6682	0,4888	0,3316	0,5616
n	22	262	299	288	261	216	203	203	206	206	239	300	301	3.006

Fontes: Economática, Bloomberg

Com finalidade ilustrativa apenas, segue abaixo um gráfico com a evolução histórica do beta de cinco bancos atualmente relevantes no mercado brasileiro:

Gráfico 4.1 – Evolução dos Betas Mensais de Bancos Relevantes no Brasil



Fontes: Economática, Bloomberg

4.2. Dados Contábeis dos Bancos

Os bancos considerados para a coleta de dados contábeis são todos aqueles que têm ou já tiveram autorização de operação no mercado de ações concedida pela CVM (Comissão de Valores Mobiliários). A coleta de dados contábeis dos bancos foi realizada no *website* da FEBRABAN em julho de 2008, onde estão disponíveis os balancetes mensais de todos os bancos brasileiros. Foram coletados os dados desde dezembro de 1996 até julho de 2008.

Para cada banco e mês, foi calculada a razão entre as variáveis descritas na equação (3.13) deste trabalho em relação ao ativo total. Seguem abaixo os códigos Cosif e seus respectivos sinais utilizados na constituição do banco de dados. Os sinais dos códigos correspondem ao cálculo para se compor as variáveis explicativas. Por exemplo: a variável CRE é composta da soma de operações de crédito, mais outros créditos, menos financiamentos imobiliários.

Tabela 4.2 – Códigos Cosif Utilizados no Banco de Dados Contábeis

Código	Cosif's	Descrição
DEP	(+) 4.1.0.00.00-74.0.0.00.00-8	Depósitos
	(-) 4.1.3.00.00-64.1.0.00.00-7	Depósitos Interfinanceiros
IMO	(+) 1.6.4.00.00-31.6.0.00.00-1	Financiamentos Imobiliários
INT	(+) 1.4.0.00.00-31.0.0.00.00-7	Relações Interfinanceiras
	(+) 1.2.0.00.00-51.0.0.00.00-7	Aplicações Interfinanceiras de Liquidez
	(-) 4.1.3.00.00-64.1.0.00.00-7	Depósitos Interfinanceiros
	(-) 4.4.0.00.00-44.0.0.00.00-8	Relações Interfinanceiras
CRE	(+) 1.6.0.00.00-11.0.0.00.00-7	Operações de Crédito
	(-) 1.6.4.00.00-31.6.0.00.00-1	Financiamentos Imobiliários
	(+) 1.8.0.00.00-91.0.0.00.00-7	Outros Créditos
ARR	(+) 1.7.0.00.00-01.0.0.00.00-7	Operações de Arrendamento Mercantil
PRO	(+) 1.6.9.00.00-81.6.0.00.00-1	Provisões para Operações de Crédito
	(+) 1.8.9.00.00-61.8.0.00.00-9	Provisões para Outros Créditos
PAT	(+) 6.0.0.00.00-2	Patrimônio Líquido
Ativo Total	(+) 1.0.0.00.00-7	Circulante e Realizável a Longo Prazo
	(+) 2.0.0.00.00-4	Permanente

Fonte: FEBRABAN

De acordo com os critérios acima, foi possível coletar 1.884 dados mensais de 28 bancos brasileiros. Porém, foram considerados os seguintes filtros, tendo sido eliminados:

- i) 257 dados que não apresentam retorno da ação do banco;
- ii) 11 dados cujos valores da variável PAT são negativos (5 meses para o Banco do Estado de Santa Catarina, 5 meses para o Banco do Estado de Sergipe e 1 mês para o Banco do Estado do Espírito Santo). Neste caso, os dados de *cross section* destes bancos foram considerados *outliers* devido a erros de demonstração de resultados dos bancos ou a exceções em publicações contábeis.

Assim, chegou-se a uma base que contém 1.616 dados para um total de 28 bancos entre dezembro de 1998 e julho de 2008. Segue abaixo uma tabela com o resumo da estatística descritiva dos dados da amostra:

Tabela 4.3 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis

Variável	Sem Valores Nulos				
	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão	n
DEP	0,00%	38,85%	93,71%	16,09%	1.614
IMO	0,00%	3,08%	24,81%	3,43%	1.032
INT	-58,96%	16,07%	88,56%	15,49%	1.615
CRE	0,08%	35,98%	83,21%	14,39%	1.616
ARR	-0,20%	0,04%	0,63%	0,12%	382
PRO	-21,25%	-2,04%	0,00%	1,94%	1.602
PAT	0,16%	12,90%	94,67%	8,77%	1.616
Retorno Anual	-88,51%	-3,07%	98,66%	15,33%	1.616
Beta	-1,4504	0,6128	1,9997	0,4864	1.616
Retorno de Mercado	-53,21%	-3,35%	15,86%	8,93%	1.616

Fontes: FEBRABAN, Bloomberg, Economática

Como pode ser observado na tabela acima, o banco de dados é bastante diversificado em termos de tipos de bancos. Há desde bancos com nível zero de depósitos em relação a seus ativos (provavelmente bancos que captam dívida no

mercado, e não com clientes), até bancos que possuem grande nível de depósitos, chegando 94% dos ativos.

A dispersão também ocorre com o crédito imobiliário. Há bancos que não operam com este tipo de produto, mas também há bancos com 25% dos seus ativos concentrados nesta modalidade de empréstimos. A diversidade da amostra ocorre também com os demais produtos de empréstimos e com o patrimônio líquido.

A exceção é o arrendamento mercantil, que apresenta poucos dados não nulos na amostra (somente 382). Tal fato é coerente com o mercado brasileiro de *leasing*, que se aqueceu principalmente a partir de 2006, somente com os bancos grandes se dedicando a este tipo de produto. Porém, é curioso que sua participação no total de ativos seja tão baixa, sugerindo que podem existir critérios contábeis que distorcem a apuração dos dados. Dessa forma, o arrendamento mercantil é potencialmente uma variável explicativa a ser desconsiderada nos resultados finais deste trabalho.

Por fim, é importante mencionar que o banco de dados possui um total de 28 bancos, sendo 16 bancos privados e 12 públicos.

A seguir são apresentadas as tabelas descritivas do banco de dados, incluindo somente os casos sem valores nulos, divididas em períodos.

Tabela 4.4 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis – 1996 a 2000

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão	n
DEP	0,00%	41,42%	93,71%	15,70%	505
IMO	0,10%	5,07%	24,81%	3,94%	352
INT	-6,06%	19,96%	72,53%	12,84%	504
CRE	0,08%	37,42%	78,68%	13,34%	505
ARR	-0,20%	0,01%	0,48%	0,10%	133
PRO	-16,08%	-1,64%	0,00%	2,11%	492
PAT	0,16%	12,15%	94,67%	8,20%	505
Retorno Anual	-88,51%	-4,13%	73,96%	18,18%	505
Beta	-0,8960	0,5345	1,8626	0,4473	505
Retorno de Mercado	-53,21%	-4,37%	11,89%	11,72%	505

Bancos Públicos: 8

Bancos Privados: 8

Fontes: FEBRABAN, Bloomberg, Economática

Tabela 4.5 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis – 2001 a 2004

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão	n
DEP	0,67%	34,25%	80,22%	14,30%	511
IMO	0,00%	2,94%	16,55%	3,42%	327
INT	-58,96%	13,86%	88,56%	18,10%	512
CRE	0,67%	33,73%	72,25%	14,29%	512
ARR	0,00%	0,06%	0,28%	0,08%	87
PRO	-21,25%	-2,50%	0,00%	2,44%	511
PAT	2,43%	13,01%	53,49%	8,38%	512
Retorno Anual	-50,94%	-2,13%	67,60%	13,42%	512
Beta	-1,4504	0,6685	1,9997	0,5457	512
Retorno de Mercado	-19,94%	-3,06%	15,86%	7,41%	512

Bancos Públicos: 8

Bancos Privados: 7

Fontes: FEBRABAN, Bloomberg, Economática

Tabela 4.6 – Estatística Descritiva do Banco de Dados Contábeis – 2005 a 2008

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão	n
DEP	7,11%	40,54%	84,32%	17,09%	598
IMO	0,00%	1,22%	4,33%	0,84%	353
INT	-44,70%	14,68%	59,57%	14,50%	599
CRE	9,92%	36,71%	83,21%	15,11%	599
ARR	-0,09%	0,05%	0,63%	0,14%	162
PRO	-5,02%	-1,96%	-0,34%	0,98%	599
PAT	3,30%	13,43%	51,25%	9,51%	599
Retorno Anual	-53,41%	-2,99%	98,66%	14,16%	599
Beta	-1,3637	0,6313	1,9285	0,4557	599
Retorno de Mercado	-16,87%	-2,75%	11,88%	7,16%	599

Bancos Públicos: 11

Bancos Privados: 14

Fontes: FEBRABAN, Bloomberg, Economática

É relevante destacar que a proporção de crédito imobiliário (IMO) foi menor nos últimos quatro anos, enquanto a proporção de crédito (CRE) aumentou.

Bases a serem Utilizadas na Regressão em Painel

Conforme mencionado anteriormente neste trabalho, a base de dados constituída para análise foi dividida em duas partes:

- i) Base de dados de trabalho, com a qual são gerados os coeficientes da equação (3.13);
- ii) Base de dados de validação, com a qual são realizados os testes descritos na seção 3.5 deste trabalho.

A distribuição dos dados em cada base foi feita de forma aleatória (em termos de bancos e meses). A primeira base de dados é formada por 80% da amostra original, o que representa 1.293 dados. Conseqüentemente, a segunda base de dados é formada por 20% da amostra, representando 323 dados.

5. Resultados

5.1. Regressão em Painel

A partir da base de dados de trabalho descrita no item 4.3, foram estimadas regressões em painel, as quais seguem o roteiro descrito no Apêndice A deste trabalho.

Primeiramente, foram realizadas regressões através de cinco métodos econométricos: Pooled OLS, Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios, Primeiras Diferenças e Momentos Generalizados (GMM). Tais métodos foram utilizados com o intuito de se avaliar propriedades da base de dados como a heterocedasticidade e os efeitos específicos de gestão de cada banco.

De acordo com Wooldridge (2002, p. 322), o método GMM é o mais correto para ser utilizado. Dessa forma, em uma segunda etapa, foram realizadas regressões somente com o método GMM, porém em diversos cenários de variáveis explicativas. Tal abordagem foi empregada para se avaliar a multicolinearidade entre as variáveis e o poder explicativo de cada uma delas.

A Tabela 5.1 apresenta os resultados das regressões de acordo com cada abordagem econométrica empregada:

Tabela 5.1 – Resultados das Regressões em Painel

	Pooled OLS	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	Primeiras Diferenças	GMM (Arellano-Bond)
Constante	-0,0055 (0,0042)	-0,0051 (0,0041)	-0,0108 (0,0070)	0,0016 (0,0062)	-0,0148 (0,0069)*
R_m	0,4519 (0,2623)	0,4923 (0,2112)*	0,4677 (0,2042)*	0,8436 (0,3204)*	0,4175 (0,3604)
$R_m \cdot PAT$	0,6456 (0,7005)	0,5731 (0,6330)	0,6892 (0,6170)	0,1889 (0,6622)	0,5616 (0,9861)
$R_m \cdot CRE$	0,1824 (0,4267)	0,1057 (0,3291)	0,1427 (0,3172)	0,4810 (0,4824)	0,5078 (0,5312)
$R_m \cdot DEP$	0,3287 (0,4037)	0,2599 (0,3366)	0,3026 (0,3293)	-0,4294 (0,5696)	-0,2850 (0,5709)
$R_m \cdot IMO$	-2,5099 (1,7805)	-2,7953 (1,3786)*	-2,7152 (1,3300)*	-2,2838 (2,4089)	-6,1061 (2,9565)*
$R_m \cdot ARR$	64,1428 (66,3871)	53,0319 (79,6486)	57,2244 (79,1454)	232,0880 (98,3200)*	353,5191 (187,6630)
$R_m \cdot INT$	-0,0409 (0,3572)	0,0408 (0,3171)	0,0081 (0,3120)	0,0761 (0,5556)	0,6364 (0,5067)
$R_m \cdot PRO$	2,0691 (3,7716)	2,4172 (2,9724)	2,6591 (2,9194)	9,1467 (4,3271)*	-0,3395 (5,2613)
$R_m \cdot DUM$	0,2191 (0,1064)*	0,2809 (0,0964)*	0,2510 (0,0934)*	0,3253 (0,1259)*	0,3326 (0,1558)*
R^2	20,14%	20,10%	20,13%	27,81%	nd

Nota: Números em parênteses são os erros padrões dos coeficientes

* Coeficiente estatisticamente diferente de zero com 95% de confiança

O primeiro ponto relevante a ser observado na Tabela 5.1 é que os valores dos coeficientes explicativos variam de um método econométrico para outro. Isso é um indicativo de que as premissas de alguns modelos podem não se aplicar aos dados analisados. Segue discussão abaixo, concluindo pela escolha de um dos métodos empregados.

O modelo de Pooled OLS considera que não existe efeito específico dos bancos, o que é pouco provável, pois as características individuais não observáveis, como modelo de administração, estratégia competitiva e equipe de gestão deveriam ser fatores importantes na mensuração do risco do banco.

Os modelos de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios exigem exogeneidade forte, o que é uma hipótese pouco provável neste caso, porque se acredita que choques no valor de beta não explicados pelas variáveis influenciem a tomada de decisões dos bancos, tornando-os mais conservadores ou mais agressivos, alterando assim

os dados do balanço nos períodos posteriores. Assim, choques em U_{it} influenciariam as variáveis explicativas dos períodos seguintes.

Também é importante mencionar que o teste de Hausman indica que o método de Efeitos Aleatórios é mais eficiente que Pooled OLS e Efeitos Fixos (estatísticas iguais a 58,4% e 91,3%, respectivamente). Isso indica duas características da amostra:

- i) Há efeitos específicos de cada banco (por exemplo, qualidade de gestão), de modo que é necessário considerá-los na regressão;
- ii) Os efeitos específicos não são correlacionados com as variáveis explicativas.

O método de Primeiras Diferenças apresentou um poder explicativo maior (R^2 de 27,8%) que os dos métodos citados anteriormente.

Porém, o método GMM utiliza mais instrumentos (variáveis dependentes defasadas) do que o método de Primeiras Diferenças, apesar de ambos usarem técnicas econométricas similares. Tal característica implica na superioridade do GMM sobre os demais métodos econométricos.

Foram realizadas regressões com o método GMM em diversos cenários de variáveis explicativas, sendo que os instrumentos utilizados foram três períodos de variável dependente defasada. A Tabela 5.2 sumariza os resultados:

Tabela 5.2 – Resultados dos Cenários de Regressão GMM

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)
Constante	-0,0153 (0,0071)**	-0,0155 (0,0071)**	-0,0164 (0,0070)**	-0,0157 (0,0070)**	-0,0160 (0,0070)**	-0,0145 (0,0070)**	-0,0150 (0,0070)**	-0,0153 (0,0070)**	-0,0148 (0,0069)**
R_m	0,7939 (0,0677)***	0,7910 (0,1402)***	0,4548 (0,2310)**	0,8734 (0,3279)***	0,8677 (0,3277)***	0,6949 (0,3296)**	0,5044 (0,3540)	0,5347 (0,3578)	0,4175 (0,3604)
$R_m \cdot PAT$	-	0,0066 (0,9605)	0,0526 (0,9522)	-0,0601 (0,9499)	0,1187 (0,9639)	0,4401 (0,9662)	0,8056 (0,9961)	0,6966 (0,9939)	0,5616 (0,9861)
$R_m \cdot CRE$	-	-	0,8149 (0,4714)*	0,7717 (0,4690)*	0,6650 (0,4774)	0,6042 (0,4741)	0,8436 (0,5010)*	0,8981 (0,5005)*	0,5078 (0,5312)
$R_m \cdot DEP$	-	-	-	-0,9082 (0,4924)*	-0,7239 (0,5177)	-0,3766 (0,5229)	-0,6275 (0,5499)	-0,6144 (0,5537)	-0,2850 (0,5709)
$R_m \cdot IMO$	-	-	-	-	-2,9821 (2,5997)	-3,5343 (2,5857)	-3,1745 (2,5891)	-2,9987 (2,6220)	-6,1061 (2,9565)**
$R_m \cdot ARR$	-	-	-	-	-	435,7644 (182,7296)***	445,9673 (182,3476)***	446,2089 (183,7784)***	353,5191 (187,6630)*
$R_m \cdot INT$	-	-	-	-	-	-	0,7328 (0,5035)	0,6763 (0,5106)	0,6364 (0,5067)
$R_m \cdot PRO$	-	-	-	-	-	-	-	2,3214 (5,1325)	-0,3395 (5,2613)
$R_m \cdot DUM$	-	-	-	-	-	-	-	-	0,3326 (0,1558)**

Nota: Números em parênteses são os erros padrões dos coeficientes

* Coeficiente estatisticamente diferente de zero com 90% de confiança

** Coeficiente estatisticamente diferente de zero com 95% de confiança

*** Coeficiente estatisticamente diferente de zero com 99% de confiança

A Tabela 5.2 mostra que os valores dos coeficientes variam ao longo dos cenários de regressão, indicando que quando se omite uma variável explicativa relevante, há erro de especificação, o que torna o estimador viesado. Tal fato pode ser observado nas diferenças entre os cenários E e F na tabela acima, quando se insere a variável ARR no modelo.

Além disso, a variação dos valores dos coeficientes ao longo dos cenários de regressão também indica multicolinearidade entre as variáveis (vide Apêndice C).

Poucas variáveis se mostram estatisticamente significativas em todos os cenários: somente a constante de regressão e a variável ARR. Por outro lado, algumas variáveis são significativas com menor grau de confiança em alguns cenários (retorno de mercado, CRE, IMO e DUM).

Outro ponto relevante em relação à significância dos coeficientes é o fato de PAT não ser significativo. Como a variável PAT é similar ao índice de Basiléia I, o presente trabalho chegou a uma conclusão para bancos brasileiros diferente daquela apresentada no artigo de Mohanty e Song (2002).

Adicionalmente, os coeficientes PAT, IMO e DEP se mostraram com sinais distintos da expectativa apresentada na seção 3.4 deste trabalho.

Finalmente, os valores absolutos dos coeficientes das variáveis IMO e ARR foram muito maiores que o de CRE. Isso implica que as sensibilidades do beta a variações nas carteiras de crédito imobiliário e arrendamento mercantil são maiores que a sensibilidade a variações na carteira de crédito total. Tal fato também é diferente da expectativa inicial do trabalho.

A tabela abaixo apresenta o *p-value* e os intervalos de 95% de confiança do cenário (I) apresentado na última coluna da Tabela 5.2.

Tabela 5.3 – Resultados de Regressão GMM com Intervalo de Confiança

	Coeficiente	Erro Padrão	z	P > z	Intervalo com 95% de confiança	
					Mínimo	Máximo
Constante	-0,0148	0,0069	-2,15	3,2%	-0,0284	-0,0013
R_m	0,4175	0,3604	1,16	24,7%	-0,2888	1,1238
$R_m \cdot PAT$	0,5616	0,9861	0,57	56,9%	-1,3711	2,4943
$R_m \cdot CRE$	0,5078	0,5312	0,96	33,9%	-0,5333	1,5490
$R_m \cdot DEP$	-0,2850	0,5709	-0,50	61,8%	-1,4039	0,8339
$R_m \cdot IMO$	-6,1061	2,9565	-2,07	3,9%	-11,9008	-0,3114
$R_m \cdot ARR$	353,5191	187,6630	1,88	6,0%	-14,2937	721,3318
$R_m \cdot INT$	0,6364	0,5067	1,26	20,9%	-0,3568	1,6296
$R_m \cdot PRO$	-0,3395	5,2613	-0,06	94,9%	-10,6515	9,9725
$R_m \cdot DUM$	0,3326	0,1558	2,14	3,3%	0,0273	0,6379

Utilizando-se do método *stepwise backward*, que elimina em etapas os regressores não significativos com 95% de confiança, obtém-se a seguinte expressão para se estimar retornos:

$$\hat{R}_{it} = -0,0199 + 0,6717 \cdot R_{mt} - 6,8431 \cdot IMO_{it} + 0,4079 \cdot DUM_i \quad (5.1)$$

Onde:

R_{mt} = Retorno da carteira de mercado no instante t
 IMO_{it} = peso da carteira de crédito imobiliário do banco i em t
 DUM_i = *dummy* de bancos privados (1) ou públicos (0)

Portanto, o modelo para se estimar betas é o seguinte:

$$\hat{\beta}_{it} = 0,6717 - 6,8431 \cdot IMO_{it} + 0,4079 \cdot DUM_i \quad (5.2)$$

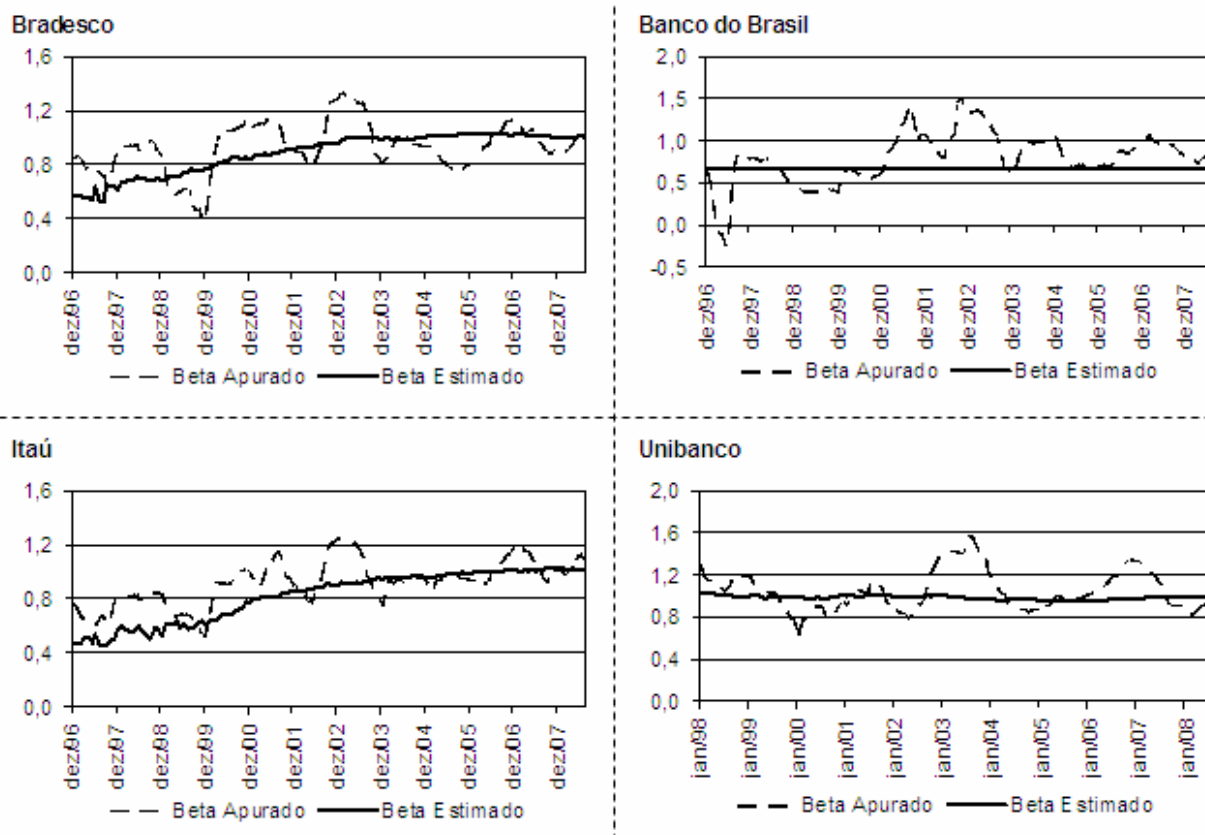
Um exemplo de aplicação da equação (5.2) é o cálculo do beta do Banco do Brasil em julho de 2008, o qual é feito através da seguinte equação:

$$\hat{\beta}_{BB-julho/08} = 0,6717 - 6,8431 \cdot 0 + 0,4079 \cdot 0 = 0,6717$$

Como pode ser observado no resultado acima, a equação (5.2) retornou um valor de beta igual a 0,6717, sendo que o valor de beta histórico apurado em julho de 2008 para o Banco do Brasil era igual a 0,8661. Portanto, a equação subestimou o beta em relação ao beta estimado pela equação (3.4) e ajustado pela equação (3.5).

Seguem abaixo gráficos com a evolução do beta estimado pelo modelo da equação (5.2) comparado ao beta apurado para alguns bancos atualmente relevantes no Brasil:

Gráfico 5.1 – Comparação de Betas Estimados e Apurados de Bancos Relevantes no Brasil



Fontes: Economática, Bloomberg, Modelo de Estimação da Equação (5.2)

Como pode ser observado nos gráficos acima, a estimativa dos betas acompanha os valores históricos, estimados pela equação (3.4) e ajustado pela equação (3.5). Porém, nota-se que há erros relevantes ao longo do tempo.

É importante notar que a estimativa do beta do Banco do Brasil é constante. Isso ocorre porque o peso da carteira de crédito imobiliário (IMO) é praticamente irrelevante (~0%) neste banco. Assim, as únicas variáveis relevantes são a constante de estimação e a variável *dummy*, que apresentam valores constantes ao longo do tempo.

O erro de estimação pode ser resultado do efeito de erro de especificação. Mais especificamente, o beta histórico da ação, estimado pela equação (3.4) e ajustado pela equação (3.5), pode refletir outros aspectos do banco para os quais não há dados disponíveis. Assim, o estimador utilizado incorre em viés de omissão de variáveis. Os erros de estimação por método econométrico são apresentados no Apêndice B deste trabalho.

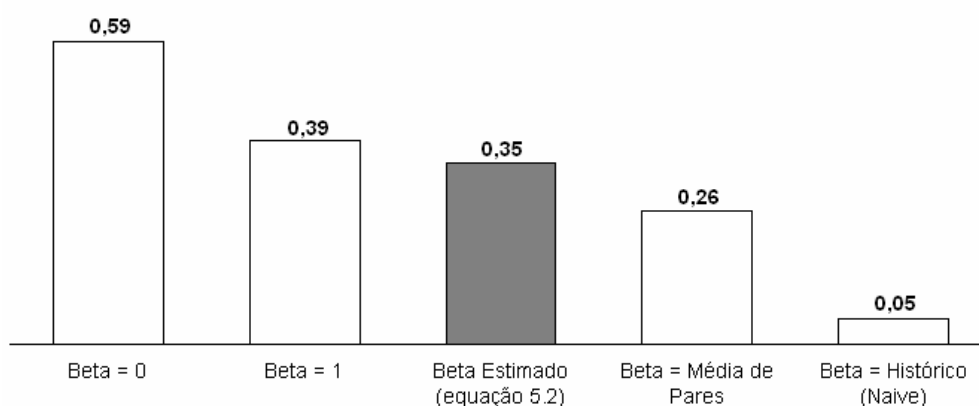
A seguir são apresentados os testes da amostra de validação.

5.2. Testes com a Amostra de Validação

Conforme citado anteriormente, foram realizados quatro testes de aderência, além do beta estimado pela equação (5.2): (i) Nulo; (ii) “*Naive*”; (iii) Unitário; (iv) Média.

A metodologia de teste computou o quadrado da diferença entre o beta estimado e o beta real (estimado na seção 4.2 deste trabalho) de cada um dos 323 dados da amostra de validação. Posteriormente, foi calculada a média da soma dos quadrados das diferenças. Os resultados obtidos são apresentados no Gráfico 5.1 abaixo:

Gráfico 5.2 – Erros de Estimação por Metodologia



O gráfico anterior mostra que o erro quadrático médio de estimação pela equação (5.2) é melhor que os métodos de estimação por beta nulo e unitário. Porém, a equação (5.2) gera resultados piores do que os apresentados pelas metodologias do beta baseado em dados históricos (*naive*) e do beta baseado em média de pares.

Como pode ser observado na tabela abaixo, através do teste-t homocedástico unilateral, pode-se concluir que a média do beta estimado é diferente da média dos demais métodos, adotando-se um nível de significância de 5%.

Tabela 5.4 – Teste de Hipóteses de Diferenças de Betas Médios por Método de Estimação

		Nulo ($\beta = 0$)	Unitário ($\beta = 1$)	$\beta =$ Média de Pares	<i>Nave</i> ($\beta =$ Média Histórica)
P-Valor do Teste-F (uni-caudal)		+ ∞	+ ∞	0,0000%	0,0000%
Teste-t	Tipo	Variâncias Diferentes		Variâncias Equivalentes	
	P-Valor (uni-caudal)	0,0000%	0,0000%	0,0000%	0,0014%

6. Conclusões

Nesta dissertação, foi proposta e testada uma metodologia de cálculo de beta do capital próprio de bancos através de fundamentos contábeis. Tal metodologia empírica permite calcular o beta de bancos não listados em bolsa de valores ou de suas unidades de negócios, sendo possível calcular seu custo de capital e analisar a criação de valor para aprovação de projetos e remuneração de executivos.

Foram aplicadas cinco abordagens econométricas para se calcular coeficientes de variáveis explicativas, optando-se pelo método GMM como mais apropriado. Ao final, foram comparados os resultados obtidos com alternativas de cálculo de beta.

Os resultados mostram que os betas de bancos são explicados pela carteira de crédito imobiliário e pela *dummy* de segregação entre bancos públicos e privados. Porém, a aplicação destas variáveis explicativas em uma amostra de validação aponta que elas têm baixo poder de previsão, sendo que o uso de beta histórico ou do beta médio de bancos concorrentes é uma alternativa mais eficiente.

Dessa forma, propõe-se que, no caso de bancos listados em bolsa de valores, utilize-se o beta histórico para prever betas futuros. E, no caso de bancos não listados, sugere-se o uso de um beta médio de bancos concorrentes. O uso da equação de beta estimado nesta dissertação não é aconselhável.

Hipóteses que podem explicar o resultado das regressões deste trabalho são: (a) distorções de demonstração de resultados em balancetes dos bancos; (b) escolha de variáveis de pouca relevância para medição do risco de bancos, o que impõe uma especificação (equação) que talvez não seja a mais apropriada; (c) imperfeições do mercado acionário; ou (d) erros no próprio cálculo do beta histórico, estimado pela equação (3.4) e ajustado pela equação (3.5).

Assim, este estudo pode ser potencialmente aprimorado caso se utilize uma base de dados maior (o que minimiza distorções devido a erros de demonstração de resultados em balancetes). Uma possibilidade seria a utilização de variáveis explicativas distintas das empregadas neste trabalho, como, por exemplo, medidas da exposição cambial e da exposição à taxa de juros.

7. Referências e Fontes de Dados

7.1. Referências

BEAVER, W.; KETTLER, P.; SCHOLLES, M. (Oct 1970). The association between market determined and accounting determined risk measures, **The Accounting Review**, vol. 45, p. 654-682.

COPELAND, T. E.; WESTON, J. F.; SHASTRI, K. (2005). **Financial Theory and Corporate Policy**. 4ª. Edição, Boston, Pearson Addison Wesley.

COPELAND, T. E.; KOLLER, T; MURRIN, J. (2001). **Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies**. 3ª. Edição, New York, John Wiley & Sons.

GORDON, M. J.; SHAPIRO, E. (Oct 1956). **Capital Equipment Analysis: The Required Rate of Profit**, **Management Science**, vol. 3, no. 1, p. 102-110.

LEAL, R. P. C, (Março 2002). **Revisão da Literatura sobre estimativa de custo de capital aplicada ao Brasil**, Coppead/UFRJ.

MOHANTY, S. K.; SONG, F. (2002). International capital standards, bank portfolios and bank stock risk, **Applied Financial Economics**, vol. 12, p. 527-534.

ROSENBERG, B.; GUY, J. (May / June 1976). Prediction of Beta from Investment Fundamentals, **Financial Analysts Journal**, vol. 32, no. 3, p. 60-72.

ROSENBERG, B.; MCKIBBEN, W. (March 1973). The Prediction of Systematic And Specific Risk in Common Stocks, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, vol. 8, no. 2, p. 317-333.

ROSS, S.; WESTERFIELD, R.; JAFFE, J.; SANVICENTE, A. Z. trad. (2002). **Administração Financeira: Corporate Finance**, 2º Edição. São Paulo, Atlas.

SANVICENTE, A. Z.; MINARDI, A.; MONTENEGRO, C. M. G.; DONATELLI, D. H.; BIGNOTTO, F. G. (2005). **Estimando o Custo de Capital de Companhias Fechadas no Brasil para uma Melhor Gestão Estratégica de Projetos**, Ibmec-SP.

SAUNDERS, A.; ALLEN L. (2002). **Credit Risk Measurement: New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms**, 2ª Edição, New York, John Wiley & Sons.

VIOLARO, R. (2008). **Avaliação de Betas por Fundamentos**: Uma análise de empresas do setor elétrico na América Latina. Dissertação de Mestrado, Ibmec-SP.

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, 1ª Edição, Massachusetts, MIT Press.

7.2. Fontes de dados

Base de Dados Económica

Bloomberg

Circular 3.360 do Banco Central do Brasil (Setembro 2007)

Comissão de Valores Mobiliários (www.cvm.org.br)

Federação Brasileira de Bancos (www.febraban.org.br)

Resolução 3.490 do Banco Central do Brasil (Agosto 2007)

Apêndice A – Roteiro para a Regressão em Paineis

```

/*Código para regressões em Paineis no software Stata versão 10*/

/*Importação da base de dados*/
insheet using "C:\User\Pessoal\Ibmec\Dissertacao\Base de Dados\Bancos em
Excel\0 - Base para Regressão.txt", tab clear

/* Ajuste de formato da variável mês*/
gen mes2=monthly(mes,"YM")
drop mes
gen mes=mes2
drop mes2
format mes %tm
summarize

/* Identificação da variável de painel e de tempo*/
iis banco
tis mes

/* Criação das variáveis de explicação multiplicadas pelo retorno de
mercado*/
gen depositos1=depositos*mercado
gen imobiliario1=imobiliario*mercado
gen interb1=interb*mercado
gen credito1=credito*mercado
gen leasing1=leasing*mercado
gen provisao1=provisao*mercado
gen dummy1=dummy*mercado
gen patrimonio1=patrimonio*mercado

/*Regressão por POLS*/
reg retorno mercado patrimonio1 credito1 depositos1 imobiliario1 leasing1
interb1 provisao1 dummy1, rob level(95)

/*Regressão por Efeitos Fixos*/
xtreg retorno mercado patrimonio1 credito1 depositos1 imobiliario1 leasing1
interb1 provisao1 dummy1, fe level(95)

/*Regressão por Efeitos Aleatórios*/

```

```
xtreg retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol leasing1
interb1 provisao1 dummy1, re level(95)
```

```
/*Teste de Hausman*/
```

```
est store re
```

```
quietly xtreg retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol
leasing1 interb1 provisao1 dummy1, fe level(95)
```

```
hausman . re
```

```
/*Se o teste de Hausman indicou que o modelo de Efeitos Aleatórios deve ser
aceito, rodar o teste BP-LM abaixo para escolher entre Efeitos Aleatórios e
OLS */
```

```
quietly xtreg retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol
leasing1 interb1 provisao1 dummy1, re level(95)
```

```
xttest0
```

```
/*Regressão por Primeiras Diferenças*/
```

```
xtset banco mes
```

```
xtreg d.retorno d.mercado d.patrimoniol d.creditol d.depositos1
d.imobiliariol d.leasing1 d.interb1 d.provisao1 d.dummy1, rob level(95)
```

```
/*Regressão por Arellano-Bond*/
```

```
xtabond retorno mercado, maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol, maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol creditol, maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol creditol depositos1, maxldep(3)
maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol,
maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol
leasing1, maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol
leasing1 interb1, maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol
leasing1 interb1 provisao1, maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
xtabond retorno mercado patrimoniol creditol depositos1 imobiliariol
leasing1 interb1 provisao1 dummy1, maxldep(3) maxlags(3) lags(3)
```

```
clear
```

```
exit
```

