

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUARIAIS E
CONTÁBEIS – FEAAC

EFICIÊNCIA E COMPETIÇÃO BANCÁRIA NO BRASIL

BRUNO MOREIRA WICHMANN

FORTALEZA – CEARÁ

2006

BRUNO MOREIRA WICHMANN

EFICIÊNCIA E COMPETIÇÃO BANCÁRIA NO BRASIL

Dissertação de Mestrado apresentada ao curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto

FORTALEZA-CE

2006

Esta dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca do Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que seja feita em conformidade com as normas científicas.

Bruno Moreira Wichmann

Dissertação aprovada em _____ de _____ de _____

Prof. Paulo de Melo Jorge Neto
(Orientador)

Prof. Luiz Ivan de Melo Castelar
(Membro da Banca Examinadora)

Prof. Maurício Benegas
(Membro da Banca Examinadora)

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Paulo de Melo Jorge Neto, pela atenção dispensada na orientação desta pesquisa.

Aos professores Luiz Ivan de Melo Castelar e Maurício Benegas, por fazerem parte da banca examinadora.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão de financiamento, através da bolsa de estudo durante o curso.

Ao amigo Luiz Alberto D'Ávila de Araújo, pela colaboração na obtenção e tratamento dos dados, no desenvolvimento do modelo de competição, revisão bibliográfica, dentre outros.

Aos amigos da turma de 2004 do CAEN, em especial Antônio Germano, André Loureiro, Daniel de Pádua, Jimmy Oliveira, Victor Hugo e Leandro Costa.

Ao meu pai, Artur Roberto Pompeu Wichmann, por ter sido o melhor pai do mundo.

À minha mãe, Maria Altair Pinheiro Moreira, e a minha irmã, Roberta Moreira Wichmann, pelo carinho e incentivo.

Ao meu irmão, Artur Wichmann Neto, pela atenção e exemplo de sucesso.

E à Marna Prado, pelo apoio nos momentos mais difíceis do mestrado.

Dedico este trabalho à Artur
Roberto Pompeu Wichmann
(*in memoriam*), meu pai.

RESUMO

No que se trata de competição, a opinião mais comum concerne os benefícios de seu aumento sobre a eficiência das firmas de determinada indústria. Poucas são, porém, as evidências empíricas no que diz respeito ao impacto da competição sobre a eficiência no setor bancário. O trabalho investiga o relacionamento entre competição e eficiência no setor bancário brasileiro, utilizando uma amostra de 60 bancos durante o período que compreende o primeiro semestre de 2000 até o primeiro semestre de 2004. Competição é medida pela estatística-H de Rosse-Panzar. Eficiência é medida pelo modelo DEA (*data envelopment analysis*), pelo modelo FDH (*free disposal hull*), pelo modelo de Simar e Wilson (2000) e pelo estimador “order-m” de Cazals *et al* (2002). Diferentemente da ótica mais intuitiva, conclui-se em favor de um relacionamento negativo entre as duas variáveis.

Palavras-Chave: eficiência, competição, bancos brasileiros.

ABSTRACT

Evidence is scarce regarding the impact of competition on efficiency in banking, even if it represents a very relevant issue to assess the benefits of a heightened banking competition. This work investigates the relationship between competition and efficiency in banking on a sample of 60 Brazilian's banks during the period 2000-2004. Competition is measured by the Rosse-Panzar H-Statistic. Efficiency is estimated with 4 different non-parametric approaches: data envelopment analysis; free disposal hull; the model proposed by Simar and Wilson (2000); and the order-m estimator of Cazal *et al* (2002). This work provides support to a negative relationship between competition and efficiency in banking, which does not then corroborate the intuitive positive influence of competition on efficiency.

Key words: efficiency, competition, Brazilian banking.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	01
CAPÍTULO I – COMPETIÇÃO	05
1.1 – Uma Introdução	05
1.2 – Competição: Medidas Estruturais e Não-Estruturais	06
1.2.1 – <i>Medidas Estruturais de Competição.</i>	07
1.2.1.1 – <i>Abordagens Estruturais Não-Formais</i>	07
1.2.1.2 – <i>Abordagens Estruturais Formais</i>	10
1.2.2 – <i>Medidas Não-Estruturais de Competição</i>	12
1.2.2.1 – <i>O Modelo de Iwata</i>	12
1.2.2.2 – <i>O Modelo de Bresnahan</i>	13
1.2.2.3 – <i>O Modelo Panzar e Rosse</i>	14
1.3 – Metodologia: Medindo Competição	16
CAPÍTULO II – EFICIÊNCIA	22
2.1 – Teoria da Eficiência e o Setor Financeiro	22
2.2 – Medindo Eficiências: Abordagens Não-paramétricas e Paramétricas	24
2.2.1 – <i>Fronteiras Não-Paramétricas</i>	24
2.2.2 – <i>Fronteiras Paramétricas</i>	25
2.3 – Aplicações e os Diferentes Métodos de Medida	27
2.4 – Metodologia: Medindo Eficiência	28
2.4.1 – <i>“Input-Orientated CRS DEA”</i>	30
2.4.2 – <i>“Input-Orientated VRS DEA”</i>	31
2.4.3 – <i>Eficiência de Escala</i>	32
2.4.4 – <i>“Free Disposal Hull”</i>	32
2.4.5 – <i>Medida Dea Viés Corrigida de Simar e Wilson (2000b)</i>	34
2.4.6 – <i>Estimador “Order-m” de Cazals et al (2002)</i>	38
2.4.7 – <i>Insumos e Produtos</i>	43
2.5 – Notas Conclusivas	44
CAPÍTULO III – SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO	45
3.1 – Um Breve Histórico	45
3.2 – Propriedade dos Bancos	48
3.3 – Competição na Indústria bancária Brasileira: Resultados Estimados	49
3.4 – A Eficiência dos Bancos Brasileiros	51
3.5 – Evolução das Variáveis Bancárias	52
3.6 – O Brasil e o Setor Financeiro Internacional	60

CAPÍTULO IV – A RELAÇÃO ENTRE ESTRUTURA DE MERCADO E EFICIÊNCIA	65
4.1 – Literatura Teórica	65
4.2 – Literatura Empírica	68
4.3 – A Descrição do Relacionamento Médio Encontrado	72
CAPÍTULO V – REGRESSÕES	78
5.1 – O Modelo de Regressão	78
5.2 – A Heterogeneidade Não Observada	82
5.3 – A Hipótese de Exogeneidade Estrita	84
5.4 – Variáveis	85
5.5 – Amostra	88
5.5.1 – <i>Período da Análise</i>	89
5.6 – Modelos Alternativos	91
CAPÍTULO VI – RESULTADOS	93
6.1 – A Relação Entre Competição e Eficiência	93
6.2 – A Relação Entre Concentração e Eficiência	96
6.3 – A Relação Entre Competição e Risco	98
6.4 – A Relação Entre Risco e Eficiência	99
6.4.1 – <i>Gerenciamento do Risco e Sinalização</i>	102
6.5 – A Relação Entre as Variáveis de Controle e a Eficiência	104
CONCLUSÃO	108
BIBLIOGRAFIA	111
Apêndice I: Amostra Balanceada de Bancos Comerciais	119
Apêndice II: Estudos Sobre a Eficiência de Instituições Financeiras	121
Apêndice III: O Índice de Concentração “Herfindahl-Hirschman”	126
Apêndice IV: Regressões do Modelo Tobit Efeitos Aleatórios (Competição)	127
Apêndice V: Regressões do Modelo Tobit Efeitos Aleatórios (Concentração)	130
Apêndice VI: Regressões do Modelo Tobit Efeitos Aleatórios (Risco)	133
Apêndice VII: Estimativas Simar e Wilson (2000b)	136
Apêndice VIII: Os Cinco Mais Eficientes Bancos por Semestre	148
Apêndice IX: As Quarenta Maiores Eficiências da Amostra	149
Apêndice X: As Quarenta Menores Eficiências da Amostra	150
Apêndice XI: O Modelo de Panzar & Rosse	151
Apêndice XII: Teste para a <i>Estatística-H=0</i> (Monopólio)	158
Apêndice XIII: Teste para a <i>Estatística-H=1</i> (Competição Perfeita)	159

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1.1: O relacionamento “structure-performance” no setor bancário	09
Quadro 1.2: Variáveis Utilizadas na Estimação da Estatística-H	20
Quadro 1.3: A Definição do Comportamento Competitivo – Estatística H	21
Quadro 2.1: Eficiência Média para Bancos Americanos por Técnica de Estimação	28
Quadro 3.1: Número de bancos por tipo de controle	49
Quadro 3.2: Mudanças na Indústria Bancária Americana	61
Quadro 3.3: Mudanças na Indústria Bancária Brasileira	62
Quadro 5.1: Descrição das Variáveis	79
Quadro 5.2: Sinais Esperados	87
Tabela 3.1: Elasticidade Receita, junho de 2000 a junho de 2004	50
Tabela 3.2: Estatística-H de dez/1995 a jun/2004	51
Tabela 3.3: Eficiências Médias	51
Tabela 3.4: Sumário Estatístico das Medidas de Eficiência	52
Tabela 5.1: Sumário Estatístico das Variáveis de Controle	88
Tabela 6.1: O Impacto da Competição sobre a Eficiência	95
Tabela 6.2: O Impacto da Concentração sobre a Eficiência	98
Tabela 6.3: O Impacto do Risco sobre a Eficiência	100
Tabela A4.1: Resultado do modelo crste (competição)	127
Tabela A4.2: Resultado do modelo vrste (competição)	127
Tabela A4.3: Resultado do modelo scale (competição)	127
Tabela A4.4: Resultado do modelo deabias (competição)	128
Tabela A4.5: Resultado do modelo fdh (competição)	128
Tabela A4.6: Resultado do modelo m30 (competição)	128
Tabela A4.7: Resultado do modelo m60 (competição)	129
Tabela A4.8: Resultado do modelo m120 (competição)	129

Tabela A4.9: Resultado do modelo m1200 (competição)	129
Tabela A5.1: Resultado do modelo crste (concentração)	130
Tabela A5.2: Resultado do modelo vrste (concentração)	130
Tabela A5.3: Resultado do modelo scale (concentração)	130
Tabela A5.4: Resultado do modelo deabias (concentração)	131
Tabela A5.5: Resultado do modelo fdh (concentração)	131
Tabela A5.6: Resultado do modelo m30 (concentração)	131
Tabela A5.7: Resultado do modelo m60 (concentração)	132
Tabela A5.8: Resultado do modelo m120 (concentração)	132
Tabela A5.9: Resultado do modelo m1200 (concentração)	132
Tabela A6.1: Resultado do modelo crste (risco)	133
Tabela A6.2: Resultado do modelo vrste (risco)	133
Tabela A6.3: Resultado do modelo scale (risco)	133
Tabela A6.4: Resultado do modelo deabias (risco)	134
Tabela A6.5: Resultado do modelo fdh (risco)	134
Tabela A6.6: Resultado do modelo m30 (risco)	134
Tabela A6.7: Resultado do modelo m60 (risco)	135
Tabela A6.8: Resultado do modelo m120 (risco)	135
Tabela A6.9: Resultado do modelo m1200 (risco)	135

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 3.1: Variáveis Bancárias em R\$ (mil)	53
Gráfico 3.2: Ativos Totais por Tipo de Controle	54
Gráfico 3.3: Operações de Crédito por Tipo de Controle	55
Gráfico 3.4: Depósitos Totais por Tipo de Controle	56
Gráfico 3.5: Patrimônio Líquido por Tipo de Controle	57
Gráfico 3.6: Operações de Crédito/PIB Por Tipo de Controle	58
Gráfico 3.7: Participação na Oferta de Crédito (PN e PCE) e Competição	59
Gráfico 3.8: Crédito Agregado e PIB em R\$ (mil)	60
Gráfico 4.1: Eficiências Médias (crste, vrste, scale) e Competição (estatística-h)	73
Gráfico 4.2: Eficiências Médias (vrste, deabias) e Competição (estatística-h)	74
Gráfico 4.3: Eficiências Médias (crste, deabias) e Competição (estatística-h)	74
Gráfico 4.4: Eficiências Médias (vrste, fdh) e Competição (estatística-h)	75
Gráfico 4.5: Eficiências Médias (m30, m60, m120, m1200) e Competição (estatística-h)	76
Gráfico 4.6: Eficiências Médias (fdh, m1200) e Competição (estatística-h)	77
Gráfico 4.7: Estrutura de Mercado – Competição e Concentração	77

INTRODUÇÃO

É crescente o interesse sobre quais são os efeitos do grau de competição sobre a eficiência do setor bancário. Dada a relevância deste setor no processo de financiamento do crescimento, os governos se preocupam cada vez mais em entender como a competição bancária afeta o bem-estar da economia. Como exemplo relevante desta questão, Weill (2003) destaca os esforços realizados ao longo da última década em favor da implementação de um mercado bancário unificado na União Européia.

Espera-se que um aumento no grau de competição do mercado bancário cause ganhos de bem-estar através da redução de preços, como em qualquer mercado de bens e serviços, mas também através da redução das taxas de empréstimos, o que favorece o investimento e como consequência o crescimento. Conforme Weill (2003), este impacto pode surgir através de dois canais: no primeiro, o aumento na competição bancária poderia resultar em um menor poder de monopólio e desta forma numa redução nos preços bancários; por outro lado, uma maior competição deveria encorajar os bancos a reduzir seus custos, aumentando a custo-eficiência (maior habilidade de produzir com custos mínimos).

No entanto, um fato relevante é que a literatura empírica para o setor bancário é escassa em evidências com respeito ao relacionamento entre competição e eficiência. Aparte da perspectiva comumente aceita em favor de um relacionamento positivo entre as duas variáveis, a literatura teórica fornece alguns argumentos em favor de uma ligação negativa entre competição e eficiência. Demsetz (1973) apresenta a hipótese conhecida como “eficiência-estrutura”. Afirma que apenas os bancos mais eficientes, com custos menores, se beneficiam de um aumento na competição e, como consequência, aumentam suas fatias de mercado. No mesmo sentido, Besanko e Thakor (1993) advertem que um alto grau de competição pode levar os bancos a assumirem excessivos riscos ao efetuar empréstimos, resultando numa maior probabilidade de falência. Ainda, um aumento na competição pode enfraquecer a estabilidade financeira devido à interdependência financeira que existe entre os bancos, principalmente relacionada com os depósitos e empréstimos

interbancários (Weill, 2003). Porém, estudos empíricos encontram resultados conflitantes, entre eles: Fecher e Pestieau (1993), Lang (1996), Goldberg e Rai (1996), Punt e Van Rooij (2003).

O relacionamento entre competição e eficiência foi alvo de poucos estudos empíricos, a maioria regressando a custo-eficiência em um conjunto de variáveis de estrutura de mercado. Entre eles: Berger (1995) e Berger e Hannan (1997) para os bancos norte-americanos, Lang (1996) para os bancos alemães, Goldberg e Rai (1996), Weill (2003) e Punt e Van Rooij (2003) para os bancos europeus. Nestes trabalhos, a custo-eficiência é geralmente medida pela abordagem de fronteira estocástica, enquanto a estrutura de mercado é considerada através de índices de concentração ou fatias de mercado. As conclusões destes trabalhos são conflitantes. Berger e Hannan (1997) e Goldberg e Rai (1996) concluem em favor de um relacionamento negativo entre concentração e performance (lucratividade e eficiência). Fecher e Pestieau (1993) analisam a correlação entre eficiência técnica e concentração no setor financeiro de onze países da OECD, concluindo em favor de uma correlação negativa. Berger (1995) chega a mesma conclusão. Já Weill (2003) encontra uma relação negativa entre competição e eficiência numa amostra de onze países da União Européia para o período de 1994 a 1999.

Em suma, a literatura teórica fornece argumentos conflitantes com relação ao relacionamento entre competição e eficiência, enquanto a literatura empírica é escassa, principalmente para o caso brasileiro. Portanto, parece ser relevante o esforço de promover evidências empíricas com respeito ao relacionamento entre competição e eficiência para o setor bancário do Brasil.

Sendo assim, nosso objetivo é o de investigar o relacionamento entre competição e eficiência, testando esta ligação em 60 bancos que operam no mercado de crédito brasileiro, durante os 9 semestres compreendidos entre janeiro de 2000 e junho de 2004 (2000.1–2004.1). A eficiência bancária é estimada através de diferentes abordagens não-paramétricas. O trabalho utiliza nove medidas diferentes de eficiência: três utilizando o

modelo determinístico *data envelopment analysis* (DEA); uma utilizando o modelo *free disposal hull* (FDH), também determinístico; uma medida DEA, com correção de viés, proposta através da metodologia de “bootstrap” apresentada por Simar e Wilson (2000b); e finalmente quatro medidas de eficiência provenientes do estimador “order-m” proposto por Cazals *et al* (2002). Para medir competição usa-se um teste não-estrutural proposto por Panzar e Rosse (1987), vastamente aplicado em trabalhos que medem competição na atividade bancária. Entre eles: De Bandt e Davis (2000), Bikker e Haaf (2002), Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005), Araújo (2005).

Defende-se uma relação negativa entre competição e eficiência. Com o objetivo de corroborar os resultados encontrados, o trabalho também relaciona a eficiência com outras variáveis de estrutura de mercado. São estas: concentração (Índice Herfindahl-Hirschman) e risco (Índice de Basiléia). A relação encontrada (positiva) entre concentração e eficiência confirma o resultado anterior uma vez que se espera que competição e concentração caminhem em direções opostas. Com respeito a relação entre risco e eficiência, o resultado encontrado sugere que ambientes mais arriscados provocam posturas menos eficientes. Este resultado também corrobora as conclusões anteriores, uma vez que mercados mais competitivos sugerem ambientes com mais risco.

Assim, a pesquisa defende as seguintes relações para o setor financeiro brasileiro: em mercados bancários mais competitivos (ou menos concentrados) os bancos tendem a estarem associados a ambientes mais arriscados e, conseqüentemente, são menos eficientes.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em sete capítulos. O primeiro capítulo aborda a discussão sobre competição, apresentando formas estruturais e não estruturais de se medir esta variável. Este capítulo apresenta também a metodologia utilizada para a medição da competição. O segundo capítulo trata da teoria da eficiência, principalmente no setor financeiro, apresentando os modelos paramétricos e não-paramétricos mais difundidos, que são alternativas para se obter uma medida de eficiência. Além da discussão acerca de alguns trabalhos empíricos, este capítulo apresenta também as

metodologias utilizadas na medição da eficiência. O terceiro capítulo trata do sistema bancário brasileiro, apresentando um breve histórico, discutindo algumas das principais variáveis bancárias (agregadas) e exaltando as recentes transformações, nacionais e internacionais, desta indústria. Aborda também a evolução da competição e das eficiências médias. O quarto capítulo trata da relação entre as duas variáveis: competição e eficiência. Apresenta uma resenha da literatura existente sobre o assunto. O modelo de regressão utilizado para nos fornecer evidências empíricas entre o relacionamento da competição com a eficiência, assim como as variáveis e a amostra, são apresentados no quinto capítulo. Com o objetivo de confirmar a robustez dos resultados encontrados, este capítulo apresenta também modelos alternativos e modelos envolvendo outras variáveis de mercado (concentração e risco). O sexto capítulo apresenta os resultados e discute a relação encontrada entre as variáveis de mercado (competição, concentração e risco) e a eficiência.

CAPÍTULO I – COMPETIÇÃO

Este capítulo debate sobre as principais medidas de competição de um mercado. A seção 1.1 introduz a discussão apresentando alguns problemas a priori para a aplicação de uma metodologia de medição de competição como, por exemplo, a definição de um mercado. A seção 1.2 apresenta medidas estruturais e não estruturais de competição, finalizando com um resumo de algumas das diversas aplicações do modelo de Panzar – Rosse. A seção 1.3 detalha a metodologia utilizada para a medição de competição.

1.1 – Uma Introdução

O desenvolvimento de novas tecnologias associado à tendência mundial de desregulamentação são fatores que influenciam as mudanças nos mercados financeiros mundiais, com vastas implicações na competição e na concentração do setor bancário. Ou seja, este processo de consolidação pode afetar a competição, particularmente em mercados locais de varejo, e aumentar concentração. Para Bikker (2004), a recente onda de fusões na indústria bancária européia pode ser vista como consequência destes fatores.

Para conhecer as implicações deste processo faz-se necessário a investigação do impacto da consolidação na estrutura do mercado e na performance dos bancos. Assim, medidas de concentração e competição são essenciais para políticas que visam o bem-estar do mercado bancário. No entanto, existem poucos estudos empíricos realizados na área de concentração e competição dos mercados bancários, e uma das razões principais é a escassez de dados financeiros (Bikker, 2004).

Como bancos ofertam vários tipos de produtos financeiros, esses produtos nem sempre estão inseridos em um único mercado. Definir se um mercado é relevante requer uma decisão preliminar sobre características estruturais relevantes como concentração e competição (Kottmann, 1974). O mercado relevante inclui todos os ofertantes de determinado produto, sendo portanto competidores entre si. Esta definição de mercado

(product definition) requer a determinação de um conjunto de produtos que podem ser designados a um mercado em particular, ou seja, que o consumidor seja capaz de substituir um produto por outro para atender determinada necessidade. Os limites geográficos de um mercado são determinados a partir do ponto de vista do consumidor, levando em consideração o consumidor individual e as características do produto. A mobilidade dos clientes bancários, e desta forma os limites geográficos do mercado, depende do tipo de consumidor e do seu tamanho econômico. A dimensão local de um mercado é relevante para produtos da atividade bancária de varejo e a dimensão regional, ou internacional, é relevante para a atividade bancária corporativa. As características dos produtos influenciam a mobilidade dos clientes uma vez que tomadores tendem a mostrar maior mobilidade em sua busca por serviços financeiros do que depositantes (Kottmann, 1974; Deppe, 1978; e Büschgen, 1993).

1.2 – Competição: Medidas Estruturais e Não-Estruturais

A literatura sobre medidas de competição pode ser dividida em duas principais correntes: abordagem estrutural e abordagem não-estrutural. Na abordagem estrutural, as principais medidas utilizadas para descrever a estrutura de mercado são as razões de concentração. Esta abordagem constitui uma ligação natural entre concentração e competição. O impacto da concentração sobre a performance do mercado tem suas raízes tanto na teoria de oligopólio quanto no paradigma “structure-conduct-performance” (SCP). Enquanto o primeiro é fundamentado na teoria econômica, o último trata-se de uma abordagem *ad hoc*, comumente criticada em sua metodologia, mas, apesar disto, com gigantesco número de aplicações empíricas. Deficiências teóricas e empíricas motivaram o desenvolvimento de outra corrente em contraposição às abordagens estruturais: a corrente não-estrutural. Apesar das abordagens não-estruturais ignorarem a influência exercida pela concentração, algumas compartilham das mesmas raízes teóricas dos métodos formais estruturais (Bikker, 2004).

1.2.1 – Medidas Estruturais de Competição

A abordagem estrutural da medição da competição abrange o paradigma “structure-conduct-performance” (SCP), a hipótese da eficiência (efficiency hypotheses) além de algumas abordagens formais baseadas na teoria da organização industrial. Esta seção discute os modelos estruturais, que estabelecem uma ligação entre concentração e competição.

As medidas estruturais de competição podem ser divididas em duas grandes escolas de pensamento: a abordagem formal e a não-formal. O estudo do relacionamento entre performance de mercado e estrutura de mercado tem suas raízes no modelo não-formal do paradigma SCP. Desde sua origem, este modelo tem se desenvolvido de forma independente dos progressivos refinamentos dos modelos formais de mercados de competição imperfeita (Martin, 1993). Tanto a abordagem formal quanto a não-formal relacionam competição com concentração e em ambas abordagens uma razão de concentração assume posição central.

1.2.1.1 – Abordagens Estruturais Não-Formais.

As abordagens “structure-conduct-performance” (SCP) e “efficiency hypothesis” (EH) são as duas abordagens não-formais mais comuns que medem o impacto da concentração na competição. Na sua forma original, SCP explica a performance do mercado como resultado de uma estrutura de mercado exógena, que depende ambos oferta e demanda (Reid, 1987; Scherer e Ross, 1990). Assume-se que um alto nível de concentração no mercado encoraja o conluio entre bancos e reduz o grau de competição. A aplicação do paradigma SCP à literatura de bancos tem sido criticada por vários autores, por exemplo: Gilbert (1984), Reid (1987), Vesala (1995) e Bos (2002). A crítica esta diretamente relacionada à forma do modelo e não na especificação das variáveis utilizadas. A crítica está no sentido único da relação de causalidade, que sai da estrutura de mercado para a performance do mercado, inerente ao modelo original e ainda vastamente aplicada

em estudos financeiros¹. Na verdade, a maioria dos estudos que aplicam o paradigma SCP não consideram explicitamente a conduta dos bancos. Neste caso, trata-se do paradigma “structure-performance” (Bikker, 2002).

A hipótese da eficiência (efficiency hypotheses (EH)) desenvolvida por Demsetz (1973) e Peltzman (1977) desafia a linha de raciocínio do tradicional paradigma SCP. Para Molyneux e Forbes (1995), essa hipótese defende que se um banco alcança um alto grau de eficiência, seu comportamento de maximização do lucro irá permitir ganhos de fatias de mercado através de redução de preços. Desta forma, a estrutura de mercado é definida endogenamente pela performance dos bancos, de forma que a concentração é resultado da maior eficiência dos bancos líderes (Vesala, 1995).

Pode-se facilmente distinguir empiricamente o paradigma SCP do EH. No SCP, a variável endógena mensura a performance (ou eficiência) de determinado banco, que é geralmente estimada em função das variáveis exógenas de estrutura de mercado e variáveis de controle. Por exemplo:

$$\Pi_{i,t} = f(CR_{j,t}; MS_{i,t}; W_{i,t})$$

onde $\Pi_{i,t}$ é uma medida de performance do banco i , $CR_{j,t}$ é uma medida de concentração da região j (que é a região onde o banco i opera), $MS_{i,t}$ é a fatia de mercado do banco i e $W_{i,t}$ diz respeito a um conjunto de variáveis de controle; t se refere ao período t . Neste caso, CR e MS são *proxis* da estrutura de mercado. O relacionamento tradicional SCP seria confirmado se o coeficiente estimado de CR fosse positivo e se o coeficiente estimado de MS fosse igual a zero. Já EH se sustentaria se o coeficiente estimado de CR fosse igual a zero e se o coeficiente estimado de MS fosse positivo (Molyneux e Forbes, 1995).

¹ Um resumo da extensa literatura sobre a aplicação do paradigma SCP pode ser encontrado em: Gilbert (1984) e Molyneux et. al. (1996).

Quadro 1.1 – O relacionamento “structure-performance” no setor bancário.

Variável	Proxy	Descrição
(Endógena) Medida de Performance	Medidas de Preço	<ul style="list-style-type: none"> • preço de um produto/serviço em particular; • preço médio de um conjunto de produtos/serviços.
	Medidas de Lucratividade	<ul style="list-style-type: none"> • medida única abrangendo as receitas e as despesas com todos os produtos
	Medidas de Eficiência	<ul style="list-style-type: none"> • paramétricas: fronteira estocástica • não-paramétricas: DEA, FDH.
(Exógena) Descreve a Estrutura do Mercado	Concentração	<ul style="list-style-type: none"> • índice de Herfindahl-Hirschman • número de bancos • razões de concentração • coeficiente de Gini
	Fatias de Mercado	<ul style="list-style-type: none"> • definida para o mercado relevante
	Número de Agências	<ul style="list-style-type: none"> • operando no mercado relevante
	Competição	<ul style="list-style-type: none"> • modelo Panzar-Rosse (estatística-H) • modelo de Iwata • modelo de Bresnahan

Fonte: quadro elaborado pelo autor

Gilbert (1984), Molyneux et al. (1996) e Bos (2002), apontam duas medidas amplamente usadas na mensuração da performance no setor financeiro. A primeira, mais freqüentemente usada, emprega o preço de um produto ou serviço em particular como medida da performance de um banco. Segundo os autores, uma minoria de artigos utilizam medidas de lucratividade, como por exemplo a taxa de lucro do banco. O uso de preços médios como uma *proxy* das performances dos bancos tem sido alvo de críticas. Medidas de preço ignoram os efeitos de intervenções financeiras (o preço de determinado produto pode ser influenciado por vários fatores e desta forma não refletirá o real desempenho do banco, ou seja, sua real capacidade em ofertar o produto aos preços vigentes), o que não é incomum em bancos de múltiplos produtos (Molyneux e Forbes, 1995). As definições dos produtos relevantes e dos mercados geográficos relevantes são aspectos que também trazem problemas a esta metodologia (Bikker, 2004). Seguindo inúmeras aplicações, entre elas Berger (1995), Berger e Humphrey (1991), Berger e Humphrey (1997), Soteriou e Zenios (1998), utiliza-se neste trabalho uma medida de eficiência como variável *proxy* para a

performance de um banco. O Quadro 1.1 resume o paradigma da “structure-performance” e apresenta uma variedade de medidas que podem ser usadas em trabalhos empíricos.

1.2.1.2 – Abordagens Estruturais Formais

Esta seção introduz um modelo geral que serve de guia na seleção de testes de poder de mercado e de lucratividade. O modelo é baseado na teoria da organização industrial, fornecendo a base para a discussão entre modelos formais e não-formais na teoria da competição.

As derivações são baseadas no problema de maximização do lucro para mercados oligopolistas, apresentados aqui por Cowling (1976) e Cowling e Waterson (1976). Considera-se n bancos de tamanhos diferentes na indústria, todos produzindo um produto homogêneo. As diferenças de tamanho entre os bancos são incorporadas pelo formato das funções custo de cada banco. Desta forma, a função lucro para o banco individual toma a forma:

$$\Pi_i = px_i - c_i(x_i) - F_i \quad (1)$$

onde Π_i é o lucro, x_i é o volume da produção, p é o preço da produção, c_i são os custos variáveis e F_i são os custos fixos do banco i . Assume-se que os bancos se deparam com funções demanda negativamente inclinadas. As condições de primeira ordem da maximização do lucro para o banco i podem ser escritas como:

$$p + f'(X)(1 + \lambda_i)x_i - c'(x_i) = 0 \quad (2)$$

com: $\lambda_i = d \sum_{j \neq i}^n x_j / dx_i$. A variável λ_i é chamada de variação conjuntural do banco i e capta a mudança no produto de todos os bancos que é antecipada pelo banco i em resposta a uma mudança inicial em seu próprio produto dx_i . Dependendo da forma do mercado, λ_i

pode assumir valores entre -1 e $\sum_{j \neq i}^n x_j / x_i$. No caso de competição perfeita, um aumento no produto de um banco não tem efeito no preço de mercado: $dX/dx_i = 0 = (1 + \lambda_i)$, assim $\lambda_i = -1$. Um banco operando em um oligopólio de Cournot não espera retaliação dos seus competidores, ou seja, espera que os outros bancos permaneçam inativos em resposta a um aumento em seu produto. Neste caso, um aumento no produto do banco i leva a um aumento na mesma intensidade no produto total da indústria: $dX/dx_i = 1 = (1 + \lambda_i)$, assim $\lambda_i = 0$. No caso de conluio perfeito, um banco i espera uma retaliação dos competidores, com tendem a proteger suas fatias de mercado em resposta a um aumento no produto do banco i : $dX/dx_i = X/x_i = (1 + \lambda_i)$, e $\lambda_i = (X - x_i)/x_i = \sum_{j \neq i}^n x_j / x_i$. Conforme Bikker (2002) equação (2) serve de ponto de partida para a discussão de uma variedade de medidas de competição e para as derivações formais do relacionamento entre concentração e competição.

Através de algumas manipulações na equação (2) chega-se a um modelo formal de “structure-performance” que inclui o Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI). Desta forma, multiplicando (2) por x_i e somando o resultado para todos os bancos tem-se²:

$$\sum_{i=1}^n (px_i - c'_i(x_i)x_i) / pX = -(1 + \gamma)HHI / \eta_D \quad (3)$$

onde: $\gamma = \sum_{i=1}^n \lambda_i x_i^2 / \sum_{i=1}^n x_i^2$ e $\eta_D = dXp / dpX = p / f'(X)X$. A expressão (3) apresenta a margem preço-custo média em termos de η_D , a elasticidade preço da demanda, o índice Herfindahl-Hirschman HHI e γ , um termo que captura a variação conjuntural. Esta derivação vai ao encontro das hipóteses do modelo SCP no sentido de que um maior grau de concentração da indústria resulta numa maior margem preço-custo.

Dickson (1981) introduziu a elasticidade de variação conjuntural $t_i = (dX/X)/(dx_i/x_i)$, ou seja, a mudança proporcional no produto do mercado que é antecipada pelo banco i .

² Para uma demonstração ver: Bikker (2004), obra citada, pág. 69.

Com base nesta definição podem-se fazer duas principais observações: primeira, o grau de retaliação esperada permite tirar conclusões sobre a estrutura de mercado; segundo, existe uma justificativa teórica para medidas de concentração determinarem margens preço-custo. Assim, Dickson redefiniu a margem preço-custo da equação (3), ignorando o termo constante η_D :

$$A_i = \sum s_i t_i \quad (4)$$

Com $t_i = s_i (1 + \lambda_i)$. Percebe-se que $\sum s_i t_i = \sum s_i^2 (1 + \lambda_i) = HHI + \gamma \sum x_i^2 / X^2 = HHI(1 + \lambda_i)$. Da mesma forma que na definição da variação conjuntural λ_i , a elasticidade da variação conjuntural t_i assume valores diferentes de acordo com a estrutura de mercado. Em um oligopólio de Cournot, $dX/X = dx_i/X$, de forma que $t_i = (dX/X)(dx_i/X)(x_i/X) = s_i$. No caso de conluio perfeito $t_i=1$, já que $dX/X = dx_i/x_i$. E para competição perfeita, $dX/dx_i = 0$ e $t_i=0$. Desta forma, medidas de concentração podem ser tratadas como médias ponderadas das elasticidades da variação conjuntural.

1.2.2 – Medidas Não-Estruturais de Competição

Os modelos não-estruturais foram desenvolvidos em reação as deficiências teóricas e empíricas dos modelos estruturais. Entre os modelos não-estruturais de medição da competição pode-se citar: o modelo de Iwata (Iwata, 1974), o modelo de Bresnahan (Bresnahan, 1982; Lau, 1982; Bresnahan, 1989) e o modelo Panzar-Rosse (Panzar e Rosse, 1987). Esta nova abordagem empírica da organização industrial testa competição e o uso de poder de mercado, enfatizando a análise da conduta competitiva do banco na ausência de medidas estruturais. As abordagens não-estruturais ignoram o impacto da concentração.

1.2.2.1 – O Modelo de Iwata

O modelo Iwata permite a estimação de variações conjunturais para bancos individuais que ofertam um produto homogêneo em um oligopólio (Iwata, 1974). No

entanto, existem pouquíssimas aplicações para a indústria bancária. Na verdade, segundo Bikker (2004), existe apenas uma aplicação. Trata-se do trabalho de Shaffer e DiSalvo (1994), que aplicaram o modelo para um mercado de dois bancos.

Definindo a elasticidade preço da demanda como $\eta_D = - (dp/dX)(x/p)$, a equação (2) pode ser escrita como $p - (1/\eta_D)(p/x)(1 + \lambda_i)x_i - c'(x_i) = 0$. Reescrevendo:

$$\lambda_i = \eta_D(c'(x_i - p)/p)(X/x_i) - 1 \quad (5)$$

O valor numérico desta variação conjuntural será obtido indiretamente. Sob a hipótese de que p e x_i/X são funções de variáveis exógenas, e assumindo que η_D , a elasticidade da demanda, é constante, o método envolve a estimação de uma função demanda de mercado e da função custo dos bancos individuais para obter um valor numérico da variação conjuntural para cada banco. A aplicação deste modelo à indústria bancária torna-se difícil devido à escassez de micro-dados sobre a estrutura de custo e de produção para produtos homogêneos.

1.2.2.2 – O Modelo de Bresnahan

Bresnahan (1982) e Lau (1982) desenvolveram um modelo de determinação empírica do poder de mercado de um banco mediano. Trata-se de um modelo de curto-prazo baseado em dados de série temporais para a indústria bancária. Consiste em determinar o valor do parâmetro $\lambda = (1 + d\sum_{i \neq j} x_j/dx_i) / n$, com $0 \leq \lambda \leq 1$, através da estimação simultânea da demanda e oferta do mercado. Os bancos maximizam lucro igualando custo marginal e receita marginal percebida. A receita marginal percebida coincide com o preço da demanda no equilíbrio competitivo e com a receita marginal no conluio (Shaffer, 1993). Sob a hipótese de igualdade dos bancos, a equação (2) pode ser reescrita como $p + f'(X)X\lambda = c'(x_i)$. Desta forma tem-se: $\lambda = 0$ para o banco médio em

mercado sob competição perfeita, $\lambda = 1/n$ no caso de equilíbrio de Cournot, e $\lambda = 1$ para o caso de conluio perfeito.³

Segundo Bikker (2004), não são muitas as aplicações do modelo de Bresnahan. Entre elas o autor cita: Shaffer (1989) para o mercado de empréstimos norte-americano; Shaffer (1993) para a indústria bancária canadense; Suominen (1994) para o mercado de empréstimos da Finlândia; Swank (1995) para o mercado de empréstimos e depósitos alemão.

1.2.2.3 – O Modelo Panzar e Rosse

O método desenvolvido por Panzar e Rosse (1987) determina o comportamento competitivo dos bancos com base nas propriedades de estática comparativa da equação de receita na forma reduzida, baseada em dados de corte (*cross-section data*). Panzar e Rosse mostram que a performance de um banco é influenciada pelas ações de participantes de outros mercados. Os bancos operam em um equilíbrio de longo-prazo, sendo assim, o número de bancos é endógeno. Ainda, o modelo assume que a elasticidade preço da demanda é maior do que a unidade, além de uma estrutura homogênea de custo. Para obter o equilíbrio em termos de produto e de número de bancos, os lucros são maximizados ao nível do banco e da indústria. Desta forma, primeiramente, o banco i maximiza seu lucro quando a receita marginal for igual ao custo marginal:

$$R'_i(x_i, n, z_i) - C'_i(x_i, w_i, t_i) = 0$$

onde R_i é a receita, C_i é o custo, x_i é o produto do banco i , n é o número de bancos, w_i é um vetor de m preços de insumos do banco i , z_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função receita do banco, t_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função custo.

³ Para maiores detalhes consultar Bikker (2004), obra citada, p. 73.

Em seguida, tem-se que, em equilíbrio, a condição de lucro zero é válida ao nível do mercado:

$$R_i^*(x^*, n^*, z) - C_i^*(x^*, w, t) = 0^4$$

Para medir o poder de mercado observa-se até que ponto uma mudança nos preços dos fatores (∂w_{ki}) é refletida nas receitas de equilíbrio (∂R_i^*) do banco i . Panzar e Rosse definem uma medida de competição chamada “*estatística-H*”, definida como a soma das elasticidades das receitas na forma reduzida com relação ao preço dos fatores:

$$H = \sum_{k=1}^m (\partial R_i^* / \partial w_{ki}) / (w_{ki} / R_i^*)$$

O valor estimado da estatística-H varia entre $-\infty$ e 1. Se $H < 0$, o mercado tem a estrutura de monopólio, se $0 < H < 1$, o mercado opera sob competição monopolística, e se $H = 1$, trata-se de um mercado de concorrência perfeita.

O modelo Panzar e Rosse é vastamente aplicado na indústria bancária. Shaffer (1982) estudou os bancos nova-iorquinos e observou competição monopolística. Nathan e Neava (1989) estudaram os bancos canadenses no período de 1982-1984 e encontraram competição perfeita para o primeiro ano e competição monopolística para os dois restantes. Molyneu et al (1994) testou a estatística-H numa amostra de bancos franceses, alemães, italianos, espanhóis e ingleses para o período de 1986-1989 com o objetivo de investigar a condição competitiva nos maiores mercados bancários europeus, encontrando competição monopolística para a França, Alemanha (exceto em 1987), Espanha e Inglaterra. Na Itália, a estatística-H encontrada é negativa e estatisticamente diferente de zero, desta forma, não se pode rejeitar a hipótese de monopólio. Lloyd-Williams et al. (1996) e Molyneux et al. (1996) revelaram conluio perfeito para o Japão. Coccorese (1998), no entanto, também avaliou o grau de competição do setor bancário na Itália obtendo valores de H positivos e

⁴ As variáveis com * representam valores de equilíbrio.

estatisticamente significantes. Vesala (1995) aplica o modelo para a indústria bancária da Finlândia, no período de 1985 a 1992, achando estimativas positivas de H , significativamente diferente de zero e da unidade. Para a Suíça, Rime (1999) observou competição monopolística. Hondroyannis et al. (1999) testou a indústria bancária grega de 1993 a 1995 encontrando evidências de competição monopolística. Bikker e Groeneveld (2000) determinaram a estrutura de toda a indústria bancária da união europeia. Os valores estimados de H estão entre dois terços e um para a maioria dos países. A hipótese $H=0$ é rejeitada para todos os países, enquanto a hipótese $H=1$ não pode ser rejeitada para a Bélgica e Grécia. De Brant e Davis (2000) investigaram o mercado bancário na França, Alemanha e Itália em grupos de pequenos e grandes bancos. Encontraram estimativas de H que são estatisticamente diferentes de zero e da unidade para os bancos grandes nos três países. Para bancos pequenos foi encontrada competição monopolística para a Itália, e poder de monopólio para França e Alemanha.

1.3 – Metodologia: Medindo Competição

Nosso objetivo é medir a competição bancária para o mercado brasileiro utilizando um modelo bastante difundido em trabalhos aplicados em setor financeiro chamado modelo de Rosse-Panzar (Rosse e Panzar (1977), Panzar e Rosse (1987))⁵. Estima-se o comportamento competitivo do banco sem usar informações sobre a estrutura do mercado bancário. Trata-se portanto de um teste não estrutural. Ainda, o modelo não requer informações sobre os preços dos produtos, o que favorece sua aplicação para a atividade bancária. Na verdade, segundo Weill (2003), essa é uma característica que explica as numerosas aplicações do modelo Rosse-Panzar ao setor financeiro.

Outra grande vantagem deste modelo em comparação a medidas estruturais de competição, como, por exemplo, a razão de concentração C5 ou o índice de Herfindahl, é que ele considera o comportamento atual do banco por incluir a capacidade de competição.

⁵ Como exemplos de aplicações do modelo Panzar-Rosse podemos citar: Molyneux, Lloyd-Williams e Thornton (1994), De Bandt e Davis (2000), Bikker e Groeneveld (2000), Bikker e Haaf (2002). Todas para países europeus. Para o caso brasileiro podemos citar Araújo, Jorge Neto e Salazar (2005).

Segundo Claessens e Laeven (2003), o comportamento atual de um banco não está relacionado apenas com a estrutura de mercado, mas também com as barreiras a entrada, que influenciam a probabilidade de entrada de novos competidores, e desta forma influenciam o comportamento dos bancos atuantes no mercado em questão, uma vez que são incumbidos de elaborar previsões sobre o possível ingresso de outro banco.

O teste não-estrutural de Panzar e Rosse é baseado na estimação da estatística-H, que agrega as elasticidades das receitas totais aos preços relativos. A estatística-H determina a natureza da estrutura de mercado, assumindo valor 0 para monopólio, valor entre 0 e 1 para competição monopolística, e valor 1 para competição perfeita. Desta forma, quanto maior o valor da estatística-H, maior será a competição no mercado.

Conforme ressalta Weill (2003), pesquisas realizadas para o mercado bancário europeu geralmente encontram um valor entre 0 e 1 para a estatística-H, concluindo portanto em favor de competição monopolista. Molyneux, Lloyd-Williams e Thornton (1994) corroboram este resultado para os mercados financeiros de diversos países europeus, exceto a Itália onde monopólio foi observado, analisando o período de 1986-1989. No entanto, De Bandt e Davis (2000) encontraram competição monopolística para os bancos italianos e para os grandes bancos da França e da Alemanha, concluindo porém a favor de monopólio para os pequenos bancos franceses e alemães. Bikker e Groeneveld (2000), e Bikker e Haaf (2002) observaram competição monopolística em todos os países da União Européia para o período de 1988-1998. Araújo, Jorge Neto e Salazar (2005) encontraram concorrência monopolística para indústria bancária brasileira no período de dez/1995 a jun/2004.

Desta forma, estima-se a estatística-H e assim obtém-se uma medida de competição bancária no Brasil para cada um dos 9 semestres entre jan/2000 e jun/2004. Perceba que a estatística-H varia no tempo, mas é a mesma para todas as unidades de corte (bancos), uma vez que se admite que todos os bancos relacionados em nossa análise competem no mesmo mercado, independente de tamanho ou outras características. Desta forma, estima-se

separadamente o modelo de Panzar-Rosse a fim de obter estimativas dos preços dos insumos para cada período.

Panzar & Rosse (1987) formularam modelos para mercados monopolistas, concorrência monopolista e concorrência perfeita, desenvolvendo um teste para discriminar qual é a situação de competição entre as três citadas. O teste é derivado de um modelo geral de mercado bancário, onde a determinação do produto de equilíbrio e do número de bancos de equilíbrio é feita através da maximização ao nível do banco e ao nível da indústria. Isso implica que o banco i maximiza seu lucro quando a receita marginal é igual ao custo marginal. Desta forma:

$$R'_i(x_i, n, z_i) - C'_i(x_i, w_i, t_i) = 0$$

onde R_i é a receita, C_i é o custo, x_i é o produto do banco i , n é o número de bancos, w_i é um vetor de m preços de insumos do banco i , z_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função receita do banco, t_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função custo.

O poder de mercado é entendido como uma troca no preço dos insumos que é refletida na receita de equilíbrio obtida pelo banco i . Panzar & Rosse definem a medida de competição H como a soma das elasticidades da receita na forma reduzida com respeito aos preços dos fatores:

$$H = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_{ki}} \cdot \frac{w_{ki}}{R_i^*}$$

Sendo assim, este teste não-estrutural é baseado na estimação da estatística H , que agrega as elasticidades das receitas totais com relação aos preços dos fatores.

O grau de competição da indústria mensurado pela estatística-H examina o relacionamento entre uma mudança no preço dos insumos e seu impacto na receita obtida pelo banco. Panzar & Rosse mostraram que, em ambiente de conluio e assumindo maximização do lucro, um aumento no preço dos insumos incrementará o custo marginal, reduzirá o produto de equilíbrio e diminuirá a receita total. Além disso, num ambiente de competição perfeita, um aumento no preço dos insumos aumentará os custos marginais e a receita marginal na mesma quantidade do incremento inicial no custo. Como a aplicação do modelo Panzar-Rosse está baseada na estimação do somatório das elasticidades das receitas com relação aos custos de fatores, estima-se a estatística-H pela seguinte equação:

$$\ln RT_i = \alpha + (\ln w_i)' H + (\ln Z_i)' \eta + u_i$$

Definindo a variável endógena RT_{it} , como a variável que representa a receita total dos bancos. Os preços unitários de fatores w_{it} , cujos coeficientes compõe o indicador H , correspondem as variáveis DAF, DOD e OD.

As variáveis exógenas Z_{it} buscam controlar a estimação do somatório das elasticidades da receita em relação aos preços dos fatores, na tentativa de filtra o efeito de outras características nos coeficientes estimados cuja soma nos fornecerá a estatística-H. Para controlar a regressão são usadas variáveis que refletem a demanda do mercado TD, a economia de escala da geração de receita TAF, a dispersão geográfica ou “*too big to fail*” AGN e o risco da intermediação CRD.

Nosso objetivo é ter uma medida de competição bancária para cada período. Desta forma, a estimação do somatório da elasticidade da receita fornece os valores da estatística-H para cada período da amostra. O Quadro 1.2 apresenta de forma resumida todas as variáveis que serão necessárias para a estimação de H.

Araújo (2005) apresenta uma versão mais detalhada do modelo Panzar-Rosse (1987)⁶. Aqui, de forma resumida, o Quadro 1.3 explicita o poder discriminatório da estatística-H.

Quadro 1.2: Variáveis Utilizadas na Estimação da Estatística-H.

Variável	Descrição
AGN	razão entre o número de agências sobre o total de agências do sistema, variável que avalia a dispersão geográfica do banco, está relacionada ao aspecto do “ <i>too big to fail</i> ”, ao tamanho do banco.
CRD	razão das operações de crédito acrescidas de arrendamento mercantil sobre os depósitos acrescidos de obrigações por empréstimos e repasses, para avaliar o risco da intermediação financeira.
DAF	razão entre as despesas administrativas sobre o número de funcionários, é o custo unitário das despesas administrativas.
DOD	razão entre despesas operacionais menos despesas administrativas sobre o circulante e exigível em longo prazo, é o preço unitário dos recursos captados.
OD	razão entre as despesas não operacionais sobre o total de ativos deduzidos das contas de compensação, refere-se ao preço unitário das despesas não operacionais.
RT	razão da receita total, que corresponde à soma da receita operacional e da receita não operacional, sobre o total geral do ativo deduzido o valor das contas de compensação, quantifica a receita unitária.
TAF	valor dos depósitos acrescidos das operações compromissadas e das obrigações por empréstimos e repasses, quantifica a escala da economia na geração de receita.
TD	valor dos depósitos totais, é uma <i>proxy</i> para a demanda.

⁶ Ver Apêndice III.

Quadro 1.3: A Definição do Comportamento Competitivo – Estatística H.

Valores de H	Comportamento Competitivo
$H \leq 0$	Equilíbrio de monopólio: cada banco opera independentemente sob condições de maximização de lucro de monopólio (H é uma função decrescente da elasticidade da demanda) ou cartel perfeito.
$0 < H < 1$	Equilíbrio de livre entrada em competição monopolista (H é função crescente da elasticidade demanda).
$H = 1$	Competição perfeita. Equilíbrio de livre entrada com utilização da capacidade eficiente total.

CAPÍTULO II – EFICIÊNCIA

Este capítulo trata da discussão teórica e empírica sobre a eficiência. A seção 2.1 fornece uma intuição sobre o que é eficiência, tratando-a como uma medida de *performance* das instituições financeiras. A seção 2.2 discute as abordagens paramétricas e não-paramétricas. A seção 2.3 resume algumas das aplicações dos métodos expostos para o setor financeiro. A seção 2.4 detalha a metodologia utilizada para medição da eficiência. Por fim, a seção 2.5 apresenta notas conclusivas sobre a discussão entre metodologias paramétricas e não-paramétricas.

2.1 – Teoria da Eficiência e o Setor Financeiro

Quando se pretende avaliar o desempenho de determinada firma do setor financeiro, pode-se dizer que o interesse é conhecer a sua *performance*. Harker, Zenios (2000) define *performance* como uma medida de desempenho econômico que é obtida através de indicadores financeiros, como por exemplo: razões preço/salário, estoque da firma beta e alpha e o q de Tobin. Existem porém outras medidas de *performance* que têm impacto positivo nos indicadores financeiros, entre elas: a qualidade dos serviços financeiros, que pode ser medida através de índices de qualidade. Por exemplo, nos Estados Unidos existem o American Customer Satisfaction Index – ACSI. Fornell et al. (1996) destaca a relevância do ACSI afirmando que este possibilita a mensuração do mais importante ativo gerador de receita: o cliente. Nayyar (1995), Ittner e Larcker (1996) e Fornell, Itner e Larcker (1996) fornecem evidências empíricas de que medidas de qualidade são previsores de futuras mudanças no corpo de acionistas. Este trabalho entende *performance* como um termo abstrato que representa de maneira geral o desempenho de uma firma no setor ao qual esta inserida, competindo com demais firmas que podem realizar suas atividades de maneira “melhor” ou “pior”.

O tradicional e mais difundido elemento que conduz a melhoras na *performance* de instituições financeiras é a eficiência da firma. Nesta linha, considera-se o banco como uma

fábrica que consome vários recursos para produzir vários bens/serviços e estabelece-se a eficiência com que essa transformação é feita. Nesta direção, estudos iniciais, como por exemplo Berger e Humphrey (1991), encaravam o banco como sendo uma “caixa preta” na tentativa de identificar aqueles bancos que se sobressaíam. Essa linha de pesquisa levou ao desenvolvimento de modelos para redução de ineficiências, e tais modelos têm sido postos em prática pelos bancos, conforme documentado por Zenios (1999). Soteriou e Zenios (1999) afirmam que a eficiência é um causador para a *performance* no sentido de que existe uma correlação positiva entre a definição de *performance* em termos de qualidade e eficiência.

Para Berger e Humphrey (1997), a primeira tarefa quando se quer avaliar a *performance* de instituições financeiras é separar aquelas unidades produtivas com melhor *performance* das de pior *performance*. Para realizar esta distinção, aplica-se a análise de fronteira, não-paramétrica ou paramétrica, a firmas dentro da indústria financeira ou a agências de uma determinada firma financeira.⁷ Tal informação é importante para efeito de políticas econômicas, para classificar as firmas da indústria ou para melhorar práticas gerenciais e administrativas por possibilitar identificar aquelas que são melhores ou piores, associadas a altas ou baixas medidas de eficiência, dando subsídios para encorajar certas práticas e desencorajar outras. Ou seja, na verdade se estabelece uma referência que nos possibilita fazer comparações entre as *performances* das firmas financeiras de determinada economia. A análise de fronteira, em muitos casos, fornecerá poucas informações qualitativas que sejam novidades para as firmas participantes da indústria. Porém, a importância desta análise se dá pelo caráter quantitativo. Por nos abastecer de um valor numérico da eficiência que possibilita ordenar as firmas por suas *performances*. Em suma, o interesse é saber quão perto as instituições financeiras estão da melhor do setor, ou seja, da mais eficiente.

⁷ Como esclarecido anteriormente, a eficiência é encarada aqui como uma medida de *performance*.

2.2 – Medindo Eficiências: Abordagens Não-Paramétricas e Paramétricas.

Estudos de fronteiras de eficiência utilizam dados contábeis a respeito de custos, produtos, insumos, receitas ou lucros para atribuir eficiências relativas a melhor prática entre a amostra disponível. Conforme Berger e Humphrey (1997), existe um consenso na literatura de que diferenças na fronteira de eficiência entre instituições financeiras são funções de produtos escala e escopo incorretos.⁸ No entanto, as opiniões são divergentes quanto ao método que deve ser utilizado na estimação de fronteiras de eficiências.

Existem pelo menos cinco principais abordagens utilizadas para se estimar as eficiências de firmas do setor financeiro, são elas: data envelopment analysis (DEA), free disposal hull (FDH), abordagem de fronteira estocástica (SFA), distribution-free approach (DFA) e thick frontier approach (TFA). Estes métodos diferem basicamente nas hipóteses impostas aos dados em termos de forma funcional da fronteira eficiente, se é considerado ou não um componente de erro aleatório e, se houver um termo de erro, qual será a distribuição de probabilidade que será assumida para modelar as ineficiências e assim distingue-las do erro aleatório. Ou seja, a principal diferença entre as diversas metodologias diz respeito ao formato imposto à fronteira e às suposições impostas às distribuições do erro e da ineficiência.

2.2.1 – Fronteiras Não-Paramétricas:

As abordagens não-paramétricas mais difundidas são o DEA (Data Envelopment Analysis) e o FDH (Free Disposal Hull). Uma das principais vantagens destes métodos é que eles impõem poucas hipóteses estruturais na especificação da fronteira eficiente. DEA é uma técnica de programação linear onde as observações da fronteira são aquelas para as quais nenhuma outra firma, ou combinação linear de firmas, terá quantidade maior ou igual de cada produto, dados os insumos, ou terá quantidade menor ou igual de cada insumo,

⁸ Ver Berger et al. (1993) para um exame dos estudos sobre eficiências de escala e de escopo em instituições financeiras.

dados os produtos. A fronteira do DEA é formada de tal maneira que se obtém um conjunto convexo de possibilidade de produção. No DEA não é necessária à especificação explícita da função de produção.

O FDH é um caso especial do DEA. Neste último, os pontos na linha que conecta os vértices não estão incluídos na fronteira eficiente. No caso do FDH, o conjunto de possibilidade de produção é composto apenas pelos vértices do DEA e os pontos interiores de livre descarte (free disposal hull points). Pelo fato da fronteira do FDH ser congruente com, ou interior, a fronteira do DEA, o FDH sempre gerará estimativas de eficiência média maiores do que o DEA (Tulkens, 1993). Desta forma, pode-se dizer que o DEA, em comparação com o FHD, superestima a ineficiência.

Ambas metodologias permitem que as eficiências variem no tempo e não fazem suposições a priori em relação à forma da distribuição das ineficiências entre as observações. No entanto, a desvantagem de métodos não-paramétricos é que geralmente eles assumem que não existe um erro aleatório. Desta forma, assume-se que não existem erros de medida na construção da fronteira, que nenhum fator aleatório influencia, pelo menos temporariamente, a eficiência de uma firma, e ainda que não há nenhuma imperfeição criada por regras contábeis que fariam com que os produtos e insumos medidos desviem significativamente dos produtos e insumos econômicos (Berger e Humphrey, 1997). Chama-se a atenção para o fato de que qualquer destes erros, ou outros não citados, que cause um viés em uma única firma, pode alterar a medida de eficiência de todas as outras firmas que serão comparadas com essa firma crítica.

2.2.2 – Fronteiras Paramétricas:

Um dos principais métodos de estimação de fronteiras paramétricas é a Fronteira Estocástica (Stochastic Frontier Approach, SFA). A fronteira estocástica especifica uma forma funcional para o relacionamento do custo, lucro ou produção com os produtos, insumos e outros fatores conjunturais de relevância, permitindo ainda um erro aleatório.

Trata-se de um modelo de erro composto onde se assume que as ineficiências seguem uma distribuição simétrica, normalmente a normal truncada (half-normal), enquanto os erros aleatórios seguem também uma distribuição simétrica, porém geralmente assume-se uma distribuição normal padrão. A razão para que as ineficiências assumam uma distribuição truncada é óbvia: elas não podem assumir valores negativos. As ineficiências e os erros são, por hipótese, ortogonais aos insumos e produtos e às outras variáveis especificadas na equação de estimação. A ineficiência estimada da firma será a média condicional ou a moda da distribuição do termo de ineficiência, dado a observação do termo de erro composto (Berger e Humphrey, 1997).

Ao assumir a hipótese de normalidade truncada (half-normal) das ineficiências na verdade assumi-se por conseqüência que a maioria das firmas está agrupada perto do nível de eficiência. Greene (1990) discute que em algumas situações práticas outras distribuições são mais adequadas. Segundo Berger e De Young (1997), alguns autores, em trabalhos na área de finanças, concluem que especificar as ineficiências na forma mais geral da distribuição normal truncada leva a resultados levemente diferentes, porém estatisticamente significantes, quando comparados com o caso da distribuição “half-normal”. No entanto, este método de permitir alguma flexibilidade na distribuição assumida para as ineficiências pode tornar difícil a separação da ineficiência do termo de erro aleatório, já que as distribuições normal truncada e gama podem ser semelhantes a distribuição normal (simétrica) assumida para o erro aleatório.

Outros métodos paramétricos também podem ser utilizados para a estimação de fronteiras de eficiências. Entre eles: o distribution-free-approach (DFA) e o thick frontier approach (TFA). O DFA também especifica uma forma funcional para a fronteira, mas separa de forma diferente as ineficiências do termo de erro. Assume-se que as ineficiências de cada firma são estáveis através do tempo, enquanto o termo de erro aleatório tende a zero no tempo. A estimação da ineficiência de cada firma num conjunto de dados em painel é então determinada pela diferença entre seu resíduo médio e o resíduo médio da firma na fronteira. O TFA especifica uma forma funcional e assume que os desvios dos valores

previstos para a eficiência *dentro* do maior e do menor quartil de eficiência representa o erro aleatório, enquanto os desvios na eficiência previstos *entre* o maior e menor quartil representam as ineficiências. Não é necessária a imposição de suposições sobre a distribuição das ineficiências e do erro. O TFA não fornece estimativas pontuais para cada firma, mas nos equipa de uma estimativa do nível de eficiência geral (Berger e Humphrey, 1997).

2.3 – Aplicações e os Diferentes Métodos de Medida.

Esta seção discute as diferenças entre os resultados encontrados em trabalhos empíricos que estimam a eficiência de instituições financeiras, usando diferentes metodologias. Berger e Humphrey (1997) apresentam um sumário de 122 estudos de fronteira de eficiência que aplicaram os cinco métodos comentados: DEA, FDH, SFA, DFA, TFA. O Apêndice II resume as principais informações apresentando os autores da pesquisa, data, país ao qual foi aplicada a análise e a média anual da eficiência.

No geral, observa-se um total de 69 aplicações de técnicas não-paramétricas e 60 aplicações usando abordagens paramétricas. As 69 aplicações estão assim divididas: 62 foram DEA, 5 foram FDH e 2 foram outros métodos não-paramétricos.⁹ Já entre os estudos paramétricos observa-se: 24 aplicações do SFA, 20 do DFA e 16 do TFA. A maior quantidade de estudos focaram instituições financeiras norte-americanas, contando para 66 dos 116 estudos que tiveram foco em apenas um país. O Quadro 2.1 apresenta um sumário estatístico para os estudos realizados com instituições financeiras norte-americanas utilizando as abordagens paramétricas e não-paramétricas.

Percebe-se que a eficiência média usando ambas as abordagens não difere muito, com as técnicas não-paramétricas geralmente fornecendo estimativas menores da eficiência. Quando medida por abordagens não-paramétricas, a eficiência média representa cerca de 80% da eficiência média quando medida por abordagens paramétricas. A média e a

⁹ Ver Apêndice II, nota de rodapé.

mediana para as abordagens não-paramétricas e paramétricas são: 0.72, 0.74 e 0.84, 0.85 respectivamente. As diferenças mais relevantes estão nas medidas de dispersão. Estudos não-paramétricos sugerem uma estimativa maior da dispersão. O desvio-padrão das eficiências médias para as estimativas usando técnicas paramétricas foi de 0.06 enquanto para as não-paramétricas foi de 0.17. A Quadro 2.1 sugere que o desvio-padrão associado a medidas de eficiência pode ser relativamente maior em abordagens não-paramétricas.

Quadro 2.1 – Eficiência Média para Bancos Americanos por Técnica de Estimação.

	Abordagens	Abordagens
	Não-Paramétricas ¹⁰	Paramétricas
	DEA ¹¹ e FDH (78 observações)	SFA, DFA e TFA (110 observações)
Média	0.72	0.84
Mediana	0.74	0.85
Desvio Padrão	0.17	0.06
Amplitude Interquartil	0.24	0.07
Amplitude	0.31-0.97	0.61-0.95

Fonte: Berger e Humphrey (1997).

2.4 – Metodologia: Medindo Eficiência

Aqui, o interesse recai em obter um método de estimar funções de fronteira e assim medir a eficiência de uma firma com relação a esta fronteira estimada. Para tanto, pode-se usar abordagens paramétricas ou não-paramétricas. Berger e Humphrey (1997) reportam uma divisão bastante equitativa entre a aplicação das duas técnicas. Métodos não-paramétricos têm a vantagem de que nenhuma forma funcional precisa ser assumida como hipótese. Segundo Coelli (1998), um dos principais métodos não-paramétricos, e freqüentemente usado, é o DEA (data envelopment analysis), que envolve programação matemática.

¹⁰ Dois estudos não-paramétricos (IN e MOS) não foram incluídos. Ver Apêndice II, nota de rodapé.

¹¹ Para os modelos DEA, estimativas de retornos variáveis de escala foram utilizadas (quando reportadas) em detrimento das de retorno constante.

Farrel (1957) definiu uma medida da eficiência de uma firma que absorveria a existência de múltiplos insumos. Segundo Farrel (1957), a eficiência de uma firma consiste de dois componentes: eficiência técnica, que reflete a habilidade da firma em obter o máximo de produto para um dado conjunto de insumos; e a eficiência alocativa, que reflete a habilidade de uma firma em usar os insumos numa proporção ótima, dado os seus preços e tecnologia.

A abordagem “piece-wise-linear convex hull” para estimação de fronteiras, proposta por Farrell (1957), foi considerada por poucos autores nas duas décadas que seguiram a publicação do trabalho de Farrell. Boles (1966) e Afriat (1972) sugeriram a utilização de métodos de programação matemática e também não receberam muita atenção até o trabalho de Charnes, Cooper e Rhodes (1978), que usou pela primeira vez o termo “data envelopment analysis”. Desde então, uma enorme variedade de pesquisas tem aplicado a metodologia DEA. Os autores propõem um modelo orientado pelos insumos sob a hipótese de retornos constantes de escala (input-orientated CRS DEA). Trabalhos subsequentes, como Banker, Charles e Cooper (1984), têm considerado um conjunto alternativo de hipóteses propondo um modelo de retornos variáveis de escala (input-orientated VRS DEA). Neste trabalho, mede-se a eficiência técnica dos bancos utilizando diferentes metodologias. Primeiramente utiliza-se o modelo “input-orientated CRS DEA” (Charnes, Cooper e Rhodes, 1978). Considera-se depois um novo conjunto de hipóteses admitindo a possibilidade de que através de informações incompletas, restrições orçamentárias, etc., os bancos não operam em escala ótima¹², e utiliza-se o modelo sugerido por Banker, Charles e Cooper (1984) que considera retornos variados de escala, ou seja, o “input-orientated VRS DEA”. Obtém-se também uma medida de eficiência que considera tanto a medida com retornos constantes, quanto à medida com retornos variáveis, obtendo uma medida de eficiência de escala para cada firma. Ainda, utiliza-se uma medida DEA, com correção de viés, proposta através da metodologia de “bootstrap” apresentada por Simar e Wilson

¹² Uma explicação será fornecida na seção 6.4.1(Gerenciamento do Risco e Sinalização)

(2000b). Por fim, utilizam-se quatro medidas de eficiência provenientes do estimador “order-m” proposto por Cazals *et al* (2002).

2.4.1 – “Input-Orientated CRS DEA”

Charnes, Cooper e Rhodes (1978) desenvolveram um modelo orientado pelos insumos e com retornos constantes à escala (modelo CCR). O modelo pode ser apresentado na forma de razão. Consiste em obter uma medida da razão de todos os produtos sobre todos os insumos, como $u'y_i/v'x_i$, onde u é um vetor $M \times 1$ de ponderação do produto e v é um vetor $K \times 1$ de ponderação dos insumos. y_i e x_i são, respectivamente, vetores coluna de produtos e insumos na i -ésima firma. Os pesos ótimos são obtidos através da solução do seguinte problema de programação matemática:

$$\begin{aligned} & \text{MAX}_{u,v} (u'y_i/v'x_i) \\ \text{st} \quad & u'y_j/v'x_j \leq 1 \quad j = 1, 2, \dots, N \\ & u, v \geq 0 \end{aligned}$$

A solução envolve encontrar valores de u e v que a medida de eficiência para a j -ésima firma seja maximizada, sujeita à restrição de que todas as medidas de eficiência encontradas devem ser menor ou igual à unidade. Para evitar infinitas soluções, impõe-se a restrição $v'x_i = 1$, chegando à forma conhecida como forma de multiplicação do problema de programação linear DEA:

$$\begin{aligned} & \text{MAX}_{u,v} (u'y_i/v'x_i) \\ \text{st} \quad & v'x_i = 1 \\ & u'y_j - v'x_j \leq 0 \quad j = 1, 2, \dots, N \\ & u, v \geq 0 \end{aligned}$$

Usando a dualidade da programação linear, pode-se derivar uma forma equivalente conhecida como “*envelopment form*”. Desta forma, o problema de programação linear consiste em:

$$\begin{aligned}
 & \text{MIN}_{\theta, \lambda} \theta \\
 \text{st} \quad & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\
 & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\
 & \lambda \geq 0
 \end{aligned}$$

onde para a i -ésima firma existem dados de K insumos e M produtos para cada uma das N firmas. Y corresponde a matriz $M \times N$ de produtos e X corresponde a matriz $K \times N$ de insumos. θ corresponde a um escalar, enquanto λ corresponde a um vetor de constantes $N \times 1$. O valor obtido de θ será a eficiência do banco i . Irá satisfazer $\theta \leq 1$, com o valor 1 para o banco que estiver na fronteira, sendo assim uma firma tecnicamente eficiente.

2.4.2 – “Input-Orientated VRS DEA”

Banker, Charles e Cooper (1984) apresentam o modelo VRS DEA (modelo BCC) que nos permite relaxar a hipótese de que todas as firmas estão operando em escala ótima. Trata-se de uma extensão do modelo CRS DEA que acomoda situações de retornos variáveis de escala. O problema de programação linear é então modificado através da adição de uma restrição de convexidade ($N1'\lambda = 1$), e desta forma acomoda retornos variáveis de escala:

$$\begin{aligned}
 & \text{MIN}_{\theta, \lambda} \theta \\
 \text{st} \quad & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\
 & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\
 & N1'\lambda = 1 \\
 & \lambda \geq 0
 \end{aligned}$$

onde $N1$ é um vetor $N \times 1$ de uns. Note que a restrição de convexidade ($N1'\lambda = 1$) garante que uma firma ineficiente (ou seja, fora da fronteira) só é comparada com firmas de tamanho similar.

2.4.3 – *Eficiência de Escala*

Dado que se acredita que a tecnologia é de retornos variáveis de escala, pode-se obter uma medida de eficiência de escala para cada firma. Isto é feito através da condução dos dois modelos anteriores: o CRS DEA e o VRS DEA. Decompõem-se as eficiências técnicas obtidas pelo CRS DEA em dois componentes: o primeiro devido a ineficiência de escala, o segundo exclusivamente devido a ineficiência técnica. Se existe uma diferença entre as eficiências técnicas obtidas através de CRS DEA e VRS DEA em uma firma particular, isto indica que a firma tem ineficiência de escala. Esta é então calculada pela diferença entre a eficiência técnica CRS e VRS. Desta forma:

$$\text{Efic. de Escala} = \text{Efic. Técnica CRS DEA} / \text{Efic. Técnica VRS DEA}$$

2.4.4 – “Free Disposal Hull”

Em análise de eficiência, os modelos envolvendo “data envelopment analysis” têm sido vastamente aplicados nos diversos segmentos produtivos. Um destes modelos é o FDH (Free Disposal Hull) que foi primeiramente proposto por Deprins, Simar e Tulkens (1984) e posteriormente desenvolvido e estendido por Tulkens e outros pesquisadores na Universidade de Louvain, na Bélgica (Cooper, Seiford e Tone, 2000).¹³ A motivação principal é garantir que a avaliação da eficiência seja afetada apenas pelas performances de fato observadas.

O estimador FDH do conjunto de produção Ψ (o conjunto dos pares de insumos $x \in \mathfrak{R}_+^p$ e produtos $y \in \mathfrak{R}_+^q$ tecnicamente possíveis) depende apenas da hipótese de livre descarte (free disposal) de Ψ , ou seja, se $(x, y) \in \Psi$, então todo par (x', y') de forma que

¹³ Para um exame mais detalhado consultar: pp 205-210 in C.A.K Lovell “Linear Programming Approaches to the Measurement and Analysis of Productive Efficiency”, *TOP* 2, 1994, pp. 175-243.

$x' \geq x$ e $y' \leq y$ pertence a Ψ . O estimador de Ψ é definido como o feixe de livre descarte (free disposal hull) do conjunto χ (definido como a amostra $\chi = \{(x_i, y_i), i=1, \dots, n\}$):

$$\hat{\Psi}_{FDH} = \{(x, y) \in \mathfrak{R}_+^{p+q} \mid y \leq y_i, x \geq x_i, (x_i, y_i) \in \chi\}$$

Trata-se do menor conjunto de livre descarte contendo todas as observações. Tulkens e outros pesquisadores da Universidade de Louvain usam um algoritmo que exclui todos os pontos dominados como candidatos na geração do FDH. Este algoritmo procede em comparações em pares da seguinte forma: faça a coordenada x_k, y_k da k -ésima firma ser um candidato. Se para qualquer firma i , com $i \neq k$, tivermos $x_i \leq x_k$ ou $y_i \geq y_k$ com $x_i \neq x_k$ ou $y_i \neq y_k$, então a k -ésima firma é (estritamente) dominada e removida da candidatura. Este resultado pode ser alcançado de forma mais simples através da seguinte formulação de programação:

$$\begin{aligned} \text{MIN}_{\theta, \lambda} \quad & \theta \\ \text{st} \quad & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ & N1' \lambda = 1 \\ & \lambda_i \in \{0, 1\} \end{aligned}$$

onde $\lambda_i \in \{0, 1\}$ significa que os componentes de λ são restringidos a serem bivalentes, ou seja, todos devem ter valores iguais a 0 ou 1 de forma que juntamente com a condição $N1' \lambda = 1$ uma e apenas uma das performances de fato observadas poderá ser escolhida. Esta abordagem foi primeiramente sugerida em Bowlin *et al* (1984).

Comparado com o FDH, DEA requer hipóteses mais fortes. Além da hipótese de livre descarte, DEA depende também da hipótese de convexidade de Ψ . Isso significa que toda combinação convexa das plantas de produção factíveis também será factível, conforme

a metodologia de Farrell (1957). O estimador pode ser definido como o feixe convexo (convex hull) de $\hat{\psi}_{FDH}$:

$$\hat{\psi}_{DEA} = \{ (x, y) \in \mathfrak{R}_+^{p+q} \mid y \leq \sum_{i=1}^n \gamma_i y_i ; x \geq \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i \text{ para } (\gamma_1, \dots, \gamma_n) \}$$

de forma que $\sum_{i=1}^n \gamma_i = 1 ; \gamma_i \geq 0 ; i=1, \dots, n \}$

Trata-se do menor conjunto convexo de livre descarte contendo todas as observações.

2.4.5 – Medida Dea Viés Corrigida de Simar e Wilson (2000b)

Modelos DEA medem a eficiência com relação a uma estimativa não-paramétrica, de maximaverossimilhança, de uma fronteira verdadeira não observada, condicionada aos dados observáveis resultantes de um processo gerador de dados (data-generating process – DGP) não observável.

Vários trabalhos, entre eles Lovell (1993), têm rotulado a abordagem DEA como um modelo determinístico, sugerindo que os modelos DEA não têm nenhuma intimidade com a teoria estatística. Segundo Simar e Wilson (2000b), a absoluta maioria das aplicações do modelo DEA apresentam estimativas pontuais dos escores de eficiência, sem nenhuma discussão sobre a incerteza que envolve estas estimativas. Como a eficiência é medida em relação a uma fronteira estimada, as estimativas da eficiência oriundas de modelos DEA estão sujeitas à incerteza devido a variações amostrais.

Banker (1993) provou a consistência dos escores de eficiência, orientados pelo produto, para o caso de um único produto, porem não indicou a taxa de convergência. Korostelev *et al* (1995a, 1995b) também analisou o caso de um único produto e derivou a velocidade de convergência do conjunto de produção estimado, mas não das medidas estimadas de eficiência. Kneip *et al* (1998) estendeu a teoria da consistência estatística nos modelos DEA para o caso geral de múltiplos insumos e múltiplos produtos, para ambos os

casos de orientação pelo insumo e pelo produto, derivando também as taxas de convergência. Exceto pelo caso particular de um produto e um insumo desenvolvido por Gijbels *et al* (1999), não se tem disponível a distribuição amostral assintótica do estimador DEA, nem a extensão para a variância e o viés assintóticos. Para Simar e Wilson (2000b), no mais útil caso de múltiplos insumos e produtos, a metodologia de “bootstrap” aparece como uma alternativa para se investigar as propriedades amostrais dos estimadores DEA. Simar e Wilson (1998) propuseram uma estratégia de “bootstrap” para analisar a sensibilidade das medidas de eficiência às variações amostrais, fornecendo intervalos de confiança e correções para o viés inerente ao procedimento DEA. No entanto, essa metodologia depende de hipóteses de homogeneidade bastante restritivas. Tal problema foi corrigido em Simar e Wilson (2000b), onde os autores estendem o método para permitir sua aplicação em DGPs mais gerais.

O modelo estatístico proposto em Simar e Wilson (2000b) é definido através de cinco hipóteses, que foram anteriormente utilizadas por Kneip *et al* (1998):

Hipótese H1: $\{(x_i, y_i), i=1, \dots, n\}$ são variáveis aleatórias iid no conjunto convexo de produção Ψ .

Hipótese H2: Os produtos y possuem densidade $f(\cdot)$ cujo suporte $\mathcal{D} \subseteq \mathfrak{R}_+^q$ é compacto.

Hipótese H3: Para todo $y \in \mathcal{D}$, $\eta = (\eta_1, \dots, \eta_{p-1})$ tem uma fdp condicional $f(\eta | y)$ em $[0, \pi / 2]^{p-1}$ e condicionado a (y, η) , os *modulus* ω têm densidade $f(\omega | y, \eta)$.

Note que para um dado (y, η) , o nível de insumo eficiente $x^\partial(y)$ tem *modulus* :

$$\omega(x^\partial(y)) = \inf\{\omega \in \mathfrak{R}_+ \mid f(\omega | y, \eta) > 0\}$$

A relação entre $\omega(x)$ e a função distancia insumo $\delta(x, y)$ é dada por:

$$\delta(x, y) = \omega(x) / \omega(x^\partial(y))$$

Hipótese H4: Para todo $y \in \mathcal{D}$ e todo $\eta \in [0, \pi/2]^{p-1}$, existe constantes $\varepsilon_1 > 0$ e $\varepsilon_2 > 0$ de forma que $\forall \omega \in [\omega(x^\partial(y)), \omega(x^\partial(y)) + \varepsilon_2]$, $f(\omega | y, \eta) \geq \varepsilon_1$.

Hipótese H5: A função distancia $\delta(x, y)$ é diferenciável em ambos os argumentos.

Considerando um ponto fixo (x, y) e uma amostra $\mathcal{H} = \{(x_i, y_i), i=1, \dots, n\}$ gerada pelo DGP definido por H1–H5, uma observação $(x_i, y_i) \in \mathfrak{R}^{p+q}$ tem-se:

$$(y_i, \eta_i, \delta_i) \in A = \mathfrak{R}_+^q \times [0, \pi/2]^{p-1} \times [1, \infty)$$

onde:

$$\delta_i = \omega(x_i) / \omega(x^\partial(y_i))$$

O DGP é completamente definido através da densidade de (y_i, η_i, δ_i) em \mathcal{A} :

$$f(y_i, \eta_i, \delta_i) = f(\delta_i | y_i, \eta_i) f(\eta_i | y_i) f(y_i)$$

Kneip *et al* (1998) provou que para um ponto fixo (x, y) :

$$\hat{\delta}(x, y) - \delta(x, y) = O_p(n^{-2/(p+q+1)})$$

Assim, $\hat{\delta}(x, y)$ é um estimador consistente de $\delta(x, y)$, mas com baixa taxa de convergência. Além disso, por construção, $\hat{\delta}(x, y)$ é viesado para baixo. Conforme

salientado anteriormente, Gijbels *et al* (1999) derivou a distribuição assintótica de $\hat{\delta}(x, y)$ para o caso especial $p=q=1$, juntamente com a expressão analítica do viés de grandes amostras e variância, o que permite a construção de um estimador viés-corrigido e intervalos de confiança para este caso especial. Simar e Wilson (2000b) afirmam que no caso mais geral, para múltiplos insumos e produtos, a natureza radial da função distância e a complexidade da fronteira estimada dificultam as derivações. Desta forma, os autores descrevem uma metodologia geral de “bootstrap”, em um algoritmo de 11 passos, para aproximar a distribuição de $\hat{\delta}(x, y) - \delta(x, y)$ pela distribuição de $\hat{\delta}_b^*(x, y) - \hat{\delta}(x, y)$, condicionado aos dados originais. Obtém-se os valores de “bootstrap” $\hat{\delta}_b^*(x, y)$, para $b=1, \dots, B$ (onde B é o número de vezes que o econometrista repete o passo onze), o que nos permite computar a estimativa “bootstrap” do viés do estimador original $\hat{\delta}(x, y)$:

$$bias_B\{\hat{\delta}(x, y)\} = B^{-1} \sum_{b=1}^B \hat{\delta}_b^*(x, y) - \hat{\delta}(x, y)$$

Desta forma, o estimador com viés corrigido de $\delta(x, y)$ será:

$$\hat{\delta}(x, y) = \hat{\delta}(x, y) - bias_B\{\hat{\delta}(x, y)\}$$

Assim, $\hat{\delta}(x, y)$ consiste em mais uma medida de eficiência que será utilizada no trabalho para investigar o efeito da competição sobre a eficiência no sistema bancário brasileiro. Para efeito de simplificação da notação, o trabalho faz menção a esta medida como “deabias”.

Os valores de “bootstrap” $\hat{\delta}_b^*(x, y)$ também podem ser usados para construir intervalos de confiança para os verdadeiros valores de $\delta(x, y)$. Como se tem:

$$[\hat{\delta}(x, y) - \delta(x, y)] | DGP \sim [\hat{\delta}_b^*(x, y) - \hat{\delta}(x, y)] | D\hat{G}P$$

pode-se obter uma aproximação de “bootstrap” que leva ao intervalo de confiança:

$$\text{Prob} \{ \hat{\delta}(x, y) + a_a^* \leq \delta(x, y) \leq \hat{\delta}(x, y) + b_a^* \} \approx (1 - \alpha)$$

onde $-a_a^*$ e $-b_a^*$ são os pontos finais da disposição ordenada dos valores $\hat{\delta}_b^*(x, y) - \hat{\delta}(x, y)$, com $0 \leq a_a^* \leq b_a^*$.

Entre os artigos com metodologia similar a apresentada pode ser citado: Carey e Wilson (2004) para estimar as economias de escala dos hospitais norte americanos no período de 1984 a 1996; Gilbert, Wheelock e Wilson (2002) na análise da eficiência do Banco Central dos Estados Unidos (Federal Reserve) entre 1980 e 1999; e Afonso e Aubyn (2005) ao analisar a eficiência na provisão de educação de nível secundária em 25 países, em sua maioria países da OECD.

O Apêndice VII apresenta as estimativas DEA da função distância de insumos de Shephard para cada observação; nosso estimador “deabias” ($= \hat{\delta}(x, y)$), obtido subtraindo da estimativa original da função distância a estimativa “bootstrap” do viés; o viés propriamente dito; e os limites inferiores e superiores para um intervalo de confiança de 95% obtido pelo “bootstrap” descrito.

2.4.6 – Estimador “Order-m” de Cazals et al (2002)

A função distância (aqui em termos de produto) de Shephard (1970) mede a distância de um ponto arbitrário $(x, y) \in \mathfrak{R}_+^{p+q}$ para ψ^d (fronteira de ψ , ou simplesmente a fronteira de produção) numa direção ortogonal a \mathbf{x} , e pode ser definida por:

$$D(x, y | \psi) \equiv \inf\{\theta > 0 \mid y / \theta \in Y(x)\}$$

onde:

$$X(y) = \{x \in \mathfrak{R}_+^p \mid (x, y) \in \psi\}$$

$$Y(x) = \{y \in \mathfrak{R}_+^q \mid (x, y) \in \psi\}$$

Assim, para $(x, y) \in \psi$ temos $D(x, y \mid \psi) \leq 1$ por definição. Faça $V(A)$ denotar o cone convexo (com cume na origem) envolvido pelo conjunto $A \subset \mathfrak{R}_+^{p+q}$. Tem-se que $\psi \subseteq V(\psi)$. Se ψ^δ exibir retornos constantes a escala (CRS) teremos $\psi = V(\psi)$, caso contrário $\psi \subset V(\psi)$ e $D(x, y \mid \psi) \geq D(x, y \mid V(\psi))$.

Como já discutido, o conjunto de produção ψ e a função $D(x, y \mid \psi)$ são não observáveis e devem ser estimados a partir dos dados. Segui-se as hipóteses tradicionais dos estimadores DEA: (i) convexidade (ii) toda produção requer o uso de algum insumo (iii) monotonicidade de ψ^δ ; além das hipóteses de Kneip *et al* (1998) definidas anteriormente.

As propriedades assintóticas dos estimadores DEA e FDH são discutidas em Gijbels (1999), Park *et al* (2000), Simar e Wilson (2000 Art) e Kneip *et al* (2003). As taxas de convergência são lentas, refletindo o problema da dimensionalidade que, segundo Wheelock e Wilson (2003), é comum em estimadores não paramétricos. A taxa de convergência do estimador FDH é mais lenta do que a do estimador DEA, porém, se ψ não é convexo, o estimador DEA é inconsistente. Além das baixas taxas de convergência e o problema da dimensionalidade, os estimadores DEA e FDH são muito sensíveis a valores extremos (outliers). Em vários tipos de aplicações estes problemas podem ser bastante graves. Existem vários algoritmos que foram propostos para detectar “outliers”, como por exemplo Wilson (1993, 1995), porém exigem uma grande carga computacional para amostras grandes (Wheelock e Wilson, 2003).

Como uma alternativa aos estimadores relacionados com a fronteira ψ^δ , considera-se um estimador baseado numa fronteira produto máximo esperada (ou fronteira insumo mínimo esperada), chamado de “order-m”, proposto por Cazals *et al* (2002). Este artifício

permite o relaxamento da hipótese de convexidade. Permite ainda a presença de ruídos (com valor esperado zero) nas medidas de produto.

Definindo a densidade $f(x,y)$ com suporte no conjunto de produção Ψ e a função de distribuição condicional $F_{y|x}(y_0|x_0)=\Pr(\mathbf{y} \leq y_0 \mid \mathbf{x} \leq x_0)$. Para um dado nível de insumos x_0 no interior do suporte de \mathbf{x} , considere m variáveis aleatórias iid $\{v_j\}_{j=1}^m$, $v_j \in \mathfrak{R}_+^q$, retiradas da distribuição condicional $F_{y|x}(\cdot | x_0)$. Defina o conjunto:

$$A'_m(x_0) = \{(x, y) \in \mathfrak{R}_+^{p+q} \mid x \leq x_0, \bigcup_{j=1}^m y \leq v_j\}$$

Para qualquer $y \in \mathfrak{R}_+^q$, define-se o nível de produto máximo esperado de ordem- m para todo \mathbf{x} de forma que $f_x(x) = f(x,y)/f(y|x) > 0$, da seguinte forma:

$$y_m^{\partial r}(x) \equiv y / E[D(x, y \mid A'_m(x_0))]$$

O “order- m ” análogo de Ψ pode ser formado definindo:

$$\Psi_m \equiv \{(x, y) \mid (x, y) \in \Psi, y \leq y_m^{\partial r}(x)\}$$

Cazals *et al* (2002) denominam Ψ_m de conjunto de produção esperado de ordem- m , onde Ψ_m^∂ é sua fronteira ou simplesmente fronteira de ordem- m .¹⁴

Assim, considerando um ponto (x,y) no interior de Ψ , tem-se que $(x,y/D(x,y \mid \Psi))$ fornece a projeção de (x,y) na fronteira Ψ^∂ ; dado as quantidades de insumo x , $D(x,y \mid \Psi)^{-1}$ é o maior aumento factível proporcionado na quantidade de produto y . Por outro lado, $y_m^{\partial r}(x)$ é o vetor produto máximo esperado entre m firmas escolhidas aleatoriamente,

¹⁴ Esta é uma apresentação orientada pelo produto, que é análoga as medidas orientadas pelo insumo.

condicionado aos insumos serem menores ou iguais a \mathbf{x} . Portanto, $y_m^{\text{dt}}(\mathbf{x}) \leq y/D(x,y | \Psi)$.

Pode ser mostrado que $\lim_{m \rightarrow \infty} y_m^{\text{dt}}(\mathbf{x}) = y/D(x,y | \Psi)$ e que $\Psi_m \rightarrow \Psi$ quando $m \rightarrow \infty$.

O conceito de ordem- m depende de referências diferentes daquelas usadas em estudos tradicionais de eficiência; ao invés de comparar o produto de determinada firma com a estimativa do produto factível máximo, as quantidades de produto observadas são comparadas com o que poderia ser esperado por qualquer das m firmas escolhidas aleatoriamente que não usam mais insumos do que a firma em questão.

Cazals *et al* (2002) sugerem uma técnica de Monte Carlo que pode ser usada para obter estimativas não paramétricas de $E [D (x,y | \mathcal{A}_m^t(x))]$ e assim de y_m^{dt} . Os autores apresentam $\hat{D}_{m,n_t}(x_0, y_0)$, definido a seguir, como um estimador de $E [D (x,y | \mathcal{A}_m^t(x))]$:

$$\hat{D}_{m,n_t}(x_0, y_0) = \hat{D}(x_0, y_0 | \delta_{n_t}^t, m) = K^{-1} \sum_{k=1}^K \tilde{D}_k(x_0, y_0 | \delta_{n_t}^t, m)$$

onde K é o número de vezes que o procedimento de Monte-Carlo é repetido. Um estimador $\hat{y}_{m,n_t}^{\text{dt}}$ de y_m^{dt} pode ser computado através da substituição de $E[D(x,y|\mathcal{A}_m^t(x))]$ por $\hat{D}_{m,n_t}(x_0, y_0)$ na equação de y_m^{dt} apresentada anteriormente.

Cazals *et al* (2002) mostram que os estimadores “order- m ” têm propriedades importantes. Em particular, para um valor fixo e finito de m , $\hat{y}_{m,n_t}^{\text{dt}}$ é um estimador \sqrt{n} -consistente de y_m^{dt} . Este resultado significa que o estimador “order- m ” é robusto ao problema da dimensionalidade que está presente nos estimadores DEA e FDH. Ainda, para um fixo n_t , $\hat{D}_{m,n_t}(x_0, y_0) \rightarrow D_{m,n_t}(x_0, y_0 | \hat{\Psi}_{FDH})$ quando $m \rightarrow \infty$, ou seja, para um dado tamanho de amostra, o estimador “order- m ” converge para o estimador FDH quando $m \rightarrow \infty$. Além disso, para um m finito, o estimador “order- m ” é muito mais robusto a valores extremos, ruídos e “outliers” do que os estimadores DEA e FDH.

A única questão remanescente diz respeito a escolha de m . Cazals *et al* (2002) afirmam que o valor de m pode ser visto como um parâmetro de adaptação (*trimming parameter*). Para os autores, na prática, pode-se usar valores diferentes de m para guiar o pesquisador na avaliação das performances das firmas, o que é nosso objetivo aqui. Desta forma defini-se quatro variáveis: m_{30} , m_{60} , m_{120} e m_{1200} . Estas são quatro médias “order- m ” de eficiência, para valores de m iguais a 30, 60, 120, 1200, respectivamente.

Em suma, a maioria das metodologias não paramétricas de estimação de fronteiras de produção (*data envelopment analysis e free disposal hull*) são baseados em técnicas de envoltório. Apesar da inferência estatística baseada nestes estimadores já está disponível, eles, por construção, são muito sensíveis a valores extremos e “outliers”. Nossa última medida de eficiência é oriunda do estimador “order- m ”, proposto por Cazals *et al* (2002), que é mais robusto a valores extremos. Como vimos, trata-se de um estimador baseado num conceito de função insumo mínimo esperada, que está relacionada com a fronteira eficiente propriamente dita. O estimador resultante é relacionado ao estimador FDH, mas não envolve todos os dados.

Como aplicação do estimador “order- m ” pode-se citar Wheelock e Wilson (2003) ao estimarem as eficiências dos bancos comerciais norte-americanos. O apêndice apresenta um rank de eficiência bancária da nossa amostra, baseado na estimativa de “order- m ”, com valor de m igual a 60, ou seja, de acordo com nossa variável m_{60} . Encontram-se disponíveis nos Apêndices VIII, IX e X: as cinco maiores eficiências de cada período, as quarenta maiores e as quarenta menores de toda a amostra, respectivamente.

2.4.7 – *Insumos e Produtos*

Como foi mostrado nas seções anteriores, para obter as medidas de eficiência técnica das firmas faz-se necessário definir os vetores de insumos e produtos que são utilizados pelas firmas em sua atividade produtiva. A definição de quais são os principais produtos bancários não é fechada. Para medir as eficiências dos bancos utiliza-se, como na maioria das pesquisas até aqui citadas, a abordagem da intermediação, onde o banco recolhe depósitos de agentes superavitários e oferta crédito aos agentes deficitários. Com o objetivo de medir as eficiências bancárias, vários autores já utilizaram diferentes tipos de produtos. Obviamente, esta questão passa por aspectos institucionais e contábeis, que são diferentes nos diversos países, e pela disponibilidade de dados. Para estimação da eficiência considera-se dois diferentes produtos bancários: operações de crédito (conta 1600000-1 do COSIF) e títulos e valores mobiliários (conta 1300000-4 do COSIF).

Pelo lado dos insumos a questão é mais bem definida. A pesquisa segue os diversos trabalhos na literatura internacional referente à abordagem da intermediação e adota os três insumos normalmente utilizados: trabalho, capital físico e depósitos¹⁵. Como medida de trabalho será usado o número de funcionários de cada banco, registrados em cada semestre. Como *proxy* de capital físico utiliza-se o valor do Imobilizado de Uso de cada banco, para cada semestre, correspondente à conta 2200000-2 do Plano Contábil das Instituições Financeiras (COSIF). E, finalmente, o valor dos depósitos totais corresponde à conta 4100000-7 do COSIF.¹⁶

Estima-se cada um dos modelos citados e obtém-se nove medidas diferentes de eficiência, são elas: *crste* (proveniente do modelo CCR DEA); *vrste* (proveniente do modelo BCC DEA); *scale* (provenientes da decomposição de *crste* em dois componentes: eficiência de escala e eficiência técnica pura, assim, $scale = crste/vrste$); *fdh* (proveniente

¹⁵ Alguns autores utilizam o patrimônio líquido como insumo produtivo (Hughes e Mester (1998); Wheelock e Wilson. (2003)), porém, seguindo Berg *et al* (1993), Goldberg e Rai (1996), Berger e Hannan (1997), Bikker (1999), dentre diversos outros, o trabalho não utiliza tal insumo na estimação das eficiências.

¹⁶ Maiores detalhes na seção 5.5 (Amostra).

do modelo *free disposal hull*); deabias (proveniente da metodologia apresentada por Simar e Wilson (2000b)); e finalmente as medidas m_{30} , m_{60} , m_{120} e m_{1200} (provenientes do estimador “order- m ”, para valores de m iguais a 30, 60, 120, 1200, respectivamente).

2.5 – Notas Conclusivas

Não há consenso entre os pesquisadores sobre a melhor adequação na estimação de eficiências entre um modelo paramétrico ou não-paramétrico. Cada uma dessas abordagens apresenta suas vantagens e desvantagens. Os modelos paramétricos pecam ao exigir uma forma funcional que pressupõe o formato da fronteira. Se o formato assumido não for o verdadeiro, a medida de eficiência pode estar confundida com o erro de especificação. Normalmente, usa-se uma aproximação local como por exemplo a função translog. Porém, para o caso de trabalhos que utilizam dados bancários, esta função tem se mostrado uma pobre aproximação (McAllister e McManus, 1993; Mitchell e Onvural, 1996).

Já os modelos não-paramétricos impõem pouca estrutura à fronteira, mas peca em não permitir efeitos aleatórios devido a fatores de sorte, problema nos dados, ou outros erros de medida. Se esses erros aleatórios existem, a eficiência obtida pode estar confundida com esses desvios aleatórios da verdadeira fronteira de eficiência.

Nunca existirá um consenso na definição de qual destas duas grandes correntes é a mais adequada para se obter uma medida satisfatória da eficiência de uma firma pois o verdadeiro nível de eficiência é desconhecido. Para Berger e Humphrey (1997), a solução consiste em se tentar adicionar mais flexibilidade à abordagem paramétrica e introduzir um grau de erro aleatório ao modelo não-paramétrico.

CAPÍTULO III – SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO

Este capítulo faz uma discussão sobre o setor que é o alvo de nossa pesquisa: o setor financeiro brasileiro. A seção 3.1 apresenta um breve histórico, dando destaque a alguns fatores que mudaram a característica financeira nacional. A seção 3.2 explicita as mudanças de propriedade e controle acionário dos bancos que operam no setor financeiro brasileiro. A seção 3.3 apresenta a competição estimada. A seção 3.4 apresenta os resultados médios das eficiências estimadas. Já a seção 3.5 apresenta uma discussão descritiva sobre o comportamento de algumas variáveis (agregadas) bancárias relevantes. A seção 3.6 apresenta as transformações recentes da indústria bancária internacional, inserindo o setor bancário brasileiro na discussão.

3.1 – Um Breve Histórico

Em 1945, pelo Decreto – Lei nº 7.293, é criada a SUMOC (Superintendência da Moeda e do Crédito). A SUMOC surge em meio a um ambiente incipiente, com aproximadamente 500 matrizes de bancos funcionando na época, tendo como objetivo principal exercer a regulação do mercado monetário. Após a criação da SUMOC ocorreu um período de ajustes compreendendo falências, fusões e incorporações, colaborando para o saneamento e estabilização do sistema financeiro.

A reforma bancária de 1964 estabeleceu o modelo americano de instituições especializadas enquanto em 1965 ocorreu a reforma do mercado de capitais, regulando as atividades das bolsas de valores. Estas reformas institucionais reconfiguraram todo o sistema financeiro brasileiro. A partir dali os bancos passaram a atuar principalmente no segmento de capital de giro e outras operações de crédito de curto-prazo. Foram criados os bancos de investimentos (1965), as associações de poupança e empréstimo (1969) sem tirar o espaço das empresas de crédito, financiamento e investimento que existiam desde 1959. Pode-se enunciar ainda, como resultados destas reformas, a criação do Conselho Monetário Nacional (CMN) e do Banco Central do Brasil (BACEN). (Cavalcante, 2002).

A Comissão de Valores Mobiliários (CVM) passa a fazer parte do quadro institucional do sistema em 1976, quando assumiu a responsabilidade do Banco Central de regular e fiscalizar as atividades relacionadas ao mercado de valores mobiliários (Fortuna, 1998).

Em 1988, com o objetivo de unificar o plano contábil das instituições financeiras, o Banco Central introduziu o Plano Contábil das Instituições Financeiras (COSIF). Em seguida, a Resolução 1.524 do CMN criou os bancos múltiplos, dando liberdade a estes de atuar em pelo menos duas e no máximo quatro funções financeiras: comercial, de investimento, de desenvolvimento, financeiras ou como instituições de poupança e empréstimo (Puga, 1999).

O CMN deu um grande passo na caracterização do sistema financeiro nacional através da aprovação da Resolução 1.649 de outubro de 1989. Ficou então estabelecido o regulamento para a constituição dos bancos múltiplos, bancos comerciais, bancos de investimento, bancos de desenvolvimento, sociedades de crédito, financiamento e investimento, sociedades de crédito imobiliário e sociedades distribuidoras de títulos e valores imobiliários (Cavalcante, 2002).

Já na década de noventa, um dos mais acentuados ajustes na economia brasileira foi a reestruturação do sistema financeiro. Segundo Silva e Jorge Neto (2002), este processo pode ser dividido em três aspectos principais: mudanças no ambiente econômico, alterações na legislação e modificações na estrutura das instituições e do mercado.

Um dos principais componentes da reestruturação financeira foi o comportamento da inflação após o plano Real. Conforme a ANDIMA (1998), a receita inflacionária caiu pela metade em 1994, saindo de um patamar de médio de 4% do PIB no período de 1990 a 1993, para apenas 2% em 1994. Neste cenário de altas taxas de inflação, os bancos que

operavam no Brasil se desenvolviam sem grandes preocupações sobre suas capacidades de competição, inseridos numa economia hostil às demais atividades econômicas.

Com a implementação do Real e a estabilização da economia, surge a preocupação das autoridades monetárias em fortalecer e disciplinar o sistema financeiro. Silva e Jorge Neto (2002) enunciam algumas das medidas tomadas em pró da estabilidade do sistema financeiro: em 1994, limites mínimos do capital para a constituição de um banco, manutenção de patrimônio líquido ajustado equivalente a 8% do valor de seu ativo ponderado pelo risco; em 1995, incentivos fiscais para a incorporação de instituições financeiras, instituição do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), aumento do poder de intervenção¹⁷, regulamentação do Fundo Garantidor dos Créditos (FGC), incentivos a fusões e transferências de controle acionário e desestímulos a constituição de novas instituições; em 1996, Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES), permissão para a cobrança de tarifas de prestação de serviços, e em 1997; criação da Central de Risco de Crédito, elevação da exigência mínima do valor do patrimônio líquido para 10% do ativo ponderado pelo risco.

A implementação do Real implicou em uma profunda mudança sobre a propriedade e o controle de um grande número de bancos que operavam no mercado de crédito brasileiro, iniciando-se com o apoio e intervenção do governo, principalmente na forma do PROER e PROES, seguida de uma livre reestruturação do mercado por meio de aquisições e fusões (Silva e Jorge Neto, 2002). Uma mudança importante foi o aumento significativo dos bancos estrangeiros que operam no Brasil.

¹⁷ MP 1.182 de 17/11/1995.

3.2 – Propriedade dos Bancos¹⁸

A reestruturação do sistema bancário brasileiro estimulou o aumento da presença estrangeira, seja através da instalação ou da aquisição de instituições financeiras. Como salientam Baer e Nazmi (2000), a permissão para que os bancos estrangeiros participassem da reestruturação bancária brasileira foi efetivada depois de agosto de 1995. Os grupos financeiros estrangeiros entraram no sistema financeiro brasileiro através de associações com bancos domésticos ou com grupos financeiros brasileiros, fazendo aquisição de um banco.

O número de bancos com controle estrangeiro no Brasil passou de 21 em dez/95 para 48 em jun/04, o que significou a mudança de uma participação de 10% para 32% do total de bancos do sistema financeiro. Os bancos públicos estão separados em duas categorias, públicos federais (PF) e públicos estaduais (PE). No período em questão, houve uma diminuição significativa do número de bancos públicos estaduais, que tinham participação de 12% do número total de bancos em dez/95, e no final do período analisado, jun/04, estavam com apenas 4%. O Quadro 3.1 mostra o número de bancos por tipo de controle e o total de bancos no sistema financeiro brasileiro, a cada semestre, de dez/95 à jun/04.

O Quadro 3.1 evidencia a redução da participação do setor público no sistema financeiro, que ocorreu através das privatizações dos bancos estaduais, da assunção do controle federal a fim de prepará-los para privatizações ou mesmo o encerramento das atividades de alguns deles. Percebe-se que o número de bancos no sistema financeiro cai ininterruptamente a cada semestre, saindo do patamar de 213 bancos em dez/95 para 149 bancos em jun/04. No que diz respeito à quantidade de bancos privados nacionais, percebe-se também uma brusca redução, maior do que a redução geral no número de bancos, fato este que reduziu suas participações no sistema de 63% para 51%. Enquanto isso, o quadro mostra que o número de bancos com controle estrangeiro aumenta ininterruptamente entre

¹⁸ A análise desta seção foi baseada nos dados amostrais.

dez/95 e jun/01. Torna-se claro que no período considerado o setor bancário sofre significativa mudança quanto aos agentes que o compõe. Além da redução do setor público, tem-se um incremento de bancos estrangeiros no sistema financeiro brasileiro.

Quadro 3.1 – Número de bancos por tipo de controle

	PF	PE	PN	PCE	PPE	Total
199512	5	26	135	21	26	213
199606	5	26	134	22	24	211
199612	5	26	124	25	24	204
199706	5	26	117	28	23	199
199712	5	21	111	34	21	192
199806	5	19	104	37	19	184
199812	5	17	101	44	15	182
199906	7	14	96	49	15	181
199912	8	11	92	54	12	177
200006	9	10	90	55	11	175
200012	10	7	89	58	12	176
200106	10	7	83	59	13	172
200112	9	6	79	58	13	165
200206	8	6	77	56	12	159
200212	8	6	75	57	11	157
200306	8	6	76	52	10	152
200312	8	6	74	51	11	150
200406	8	6	76	48	11	149

Fonte: O quadro foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

Legenda:

PF – Banco Público Federal

PE – Banco Público Estadual

PN – Banco Privado Nacional

PCE – Banco com Controle Estrangeiro

PPE – Banco com Participação Estrangeira

3.3 – A Competição na Indústria Bancária Brasileira: Resultados Estimados

A estimação do somatório da elasticidade da receita que fornece os valores da estatística- H para todos os semestres da amostra. O principal componente da composição da estatística H é a despesa de captação unitária (DOD), que sempre tem um efeito positivo e significativo sobre a receita dos bancos. Os coeficientes das despesas administrativas unitárias e das despesas não operacionais unitárias assumem valores positivos ou negativos, e nem sempre são significantes. A *estatística-H* corresponde ao somatório dos coeficientes de $\ln DAF$, $\ln DOD$ e $\ln OD$. A estimação do somatório da elasticidade da receita que fornece

os valores da estatística-H para todos os semestres da amostra, seus parâmetros e resultados estatísticos estão discriminados na Tabela 3.1.

A evolução da estatística-H (Tabela 3.2) indica leve tendência de aumento na competitividade. Para verificar a estrutura do mercado brasileiro, as hipóteses nulas “estatística-H = 0” e “estatística-H = 1”, foram verificadas com um teste de restrição de igualdades, utilizando a abordagem F, ao nível de significância de 5%, e verificou-se que o mercado bancário brasileiro opera numa estrutura de concorrência monopolista (ver Apêndices XII e XIII).

Tabela 3.1: Elasticidade Receita, junho de 2000 a junho de 2004

Variável Dependente: lnRT										
	Constante	lnDAF	lnDOD	lnOD	lnTD	lnTAF	lnAGN	CRD	R2	R2_Ajust
2000_06	-1.4469	0.0262	0.6268	-0.0019	0.0665	-0.0208	-0.0160	0.0003	0.7671	0.7501
	-3.7373	0.7581	16.5272	-0.2272	2.2747	-0.7714	-0.7195	0.0620		
2000_12	-0.0965	0.0143	0.6535	0.0083	0.0194	-0.0402	0.0177	-0.0038	0.8828	0.8735
	-0.3038	0.5429	23.9925	1.0367	0.7173	-1.5729	0.9906	-0.2192		
2001_06	-1.2781	0.0676	0.6013	-0.0094	0.0000	0.0232	0.0142	0.0034	0.8187	0.8043
	-2.9186	1.8152	16.2056	-1.1159	0.0003	0.9752	0.6677	0.4332		
2001_12	-0.7726	0.0207	0.7035	-0.0039	-0.1472	-0.0086	0.0876	0.0072	0.8537	0.8417
	-3.8172	0.6255	19.4721	-0.4134	-3.6036	-1.4661	1.9834	0.5022		
2002_06	-1.0385	0.0403	0.7191	-0.0039	-0.0065	0.0366	0.0039	0.0033	0.8807	0.8703
	-2.3771	1.2207	19.5354	-0.5818	-0.1642	1.0397	0.1808	0.4223		
2002_12	-3.1233	0.0975	0.6441	0.0231	-0.0607	0.1969	-0.0587	0.0334	0.8369	0.8227
	-5.0309	1.6495	15.5288	1.7594	-1.1857	4.1357	-1.5800	2.8141		
2003_06	-0.7639	0.0222	0.6044	0.0029	-0.0681	0.0714	0.0030	-0.0398	0.8414	0.8271
	-1.2494	0.4704	17.2518	0.2557	-1.5061	1.5819	0.0963	-3.5482		
2003_12	-2.1693	0.0071	0.6374	-0.0191	-0.0821	0.1718	0.0285	-0.0145	0.5357	0.4935
	-2.5826	0.0974	8.6178	-1.0030	-1.2803	2.8350	0.5584	-0.8829		
2004_06	-1.9255	0.1411	0.6731	-0.0525	-0.0190	0.0369	0.0565	-0.1536	0.5918	0.5491
	-1.8332	1.7853	7.3209	-2.0493	-0.2418	0.4131	1.0152	-1.8388		

O valor da estatística t é fornecido em baixo de cada valor estimado.

Tabela 3.2: Estatística-H de jun/2000 a jun/2004

Período	Estatística H
2000_06	0.6511
2000_12	0.6761
2001_06	0.6595
2001_12	0.7203
2002_06	0.7554
2002_12	0.7646
2003_06	0.6294
2003_12	0.6254
2004_06	0.7616

3.4 – A Eficiência dos Bancos Brasileiros: Resultados Estimados ¹⁹

A Tabela 3.3 mostra as estimativas médias das nove medidas de eficiência, para cada um dos nove semestres entre jun/2000 a jun/2004. Um sumário estatístico de todas as eficiências estimadas é apresentado na Tabela 3.4.

Tabela 3.3: Eficiências Médias

Semestre	DEA crste	DEA vrste	DEA scale	DEA deabias	FDH fdh	Order-m m30	Order-m m60	Order-m m120	Order-m m1200
200006	0.42	0.63	0.69	0.48	0.86	1.01	0.90	0.87	0.86
200012	0.43	0.67	0.65	0.52	0.92	1.05	0.96	0.93	0.92
200106	0.41	0.62	0.70	0.46	0.85	0.99	0.89	0.85	0.85
200112	0.40	0.63	0.65	0.48	0.84	0.95	0.87	0.84	0.84
200206	0.39	0.64	0.62	0.50	0.83	0.95	0.86	0.83	0.83
200212	0.44	0.66	0.70	0.50	0.85	1.00	0.89	0.86	0.85
200306	0.44	0.65	0.69	0.51	0.91	1.07	0.96	0.92	0.91
200312	0.45	0.69	0.65	0.52	0.90	1.08	0.95	0.91	0.90
200406	0.44	0.66	0.66	0.49	0.91	1.09	0.96	0.92	0.91

Fonte: Tabela elaborada pelo autor a partir dos valores estimados.

¹⁹ As estimativas foram obtidas através do *R Software*, pela instalação da *library* FEAR 0.913. Consultar Wilson (2005).

Tabela 3.4: Sumário Estatístico das Medidas de Eficiência.

Variável	Descrição	Obs	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
crste	Medida DEA com CRS (Modelo CCR DEA)	540	0.4257	0.3432	0.0000	1.0000
vrste	Medida DEA com VRS (Modelo BCC DEA)	540	0.6495	0.3384	0.0432	1.0000
scale	Eficiência de Escala (crste/vrste)	540	0.6662	0.3142	0.0000	1.0000
deabias	Medida Dea Viés Corrigida (Modelo Simar e Wilson, 2000b)	540	0.4939	0.2436	0.0340	0.8222
fdh	Medida FDH	540	0.8746	0.2410	0.0624	1.0000
m30	Medida “Order-m” ($m = 30$) (Modelo Cazals <i>et al</i> (2002))	540	1.0211	0.3340	0.0902	2.1983
m60	Medida “Order-m” ($m = 60$) (Modelo Cazals <i>et al</i> (2002))	540	0.9156	0.2596	0.0701	1.4333
m120	Medida “Order-m” ($m = 120$) (Modelo Cazals <i>et al</i> (2002))	540	0.8810	0.2430	0.0631	1.1299
m1200	Medida “Order-m” ($m = 1200$) (Modelo Cazals <i>et al</i> (2002))	540	0.8746	0.2410	0.0624	1.0000

Fonte: Tabela elaborada pelo autor a partir dos valores estimados.

3.5 – Evolução das Variáveis Bancárias²⁰

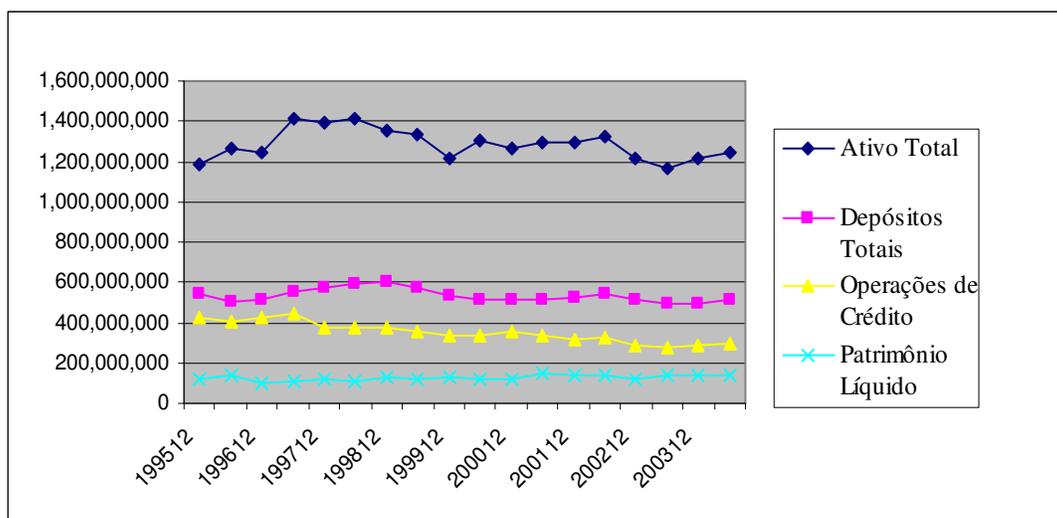
Trata-se aqui da atual composição do sistema bancário brasileiro, lançando mão de uma discussão descritiva a respeito de algumas variáveis bancárias. Em suma, o interesse é observar a evolução do setor bancário nacional principalmente em função do aumento do número de bancos estrangeiros, o que provocou uma maior participação destes bancos no mercado de crédito doméstico.

A entrada de novos bancos estrangeiros no mercado bancário brasileiro, as mudanças de controle acionário, as privatizações, as aquisições e as fusões, ocasionaram

²⁰ A análise desta seção foi baseada nos dados amostrais.

uma redistribuição dos ativos, das operações de crédito, do patrimônio líquido e dos depósitos totais do sistema como um todo. As mudanças ocorridas nestas variáveis bancárias ao longo do período compreendido entre dez/95 e jun/04 podem ser observadas nos gráficos a seguir, que foram elaborados com base nas informações amostrais. Os dados são corrigidos pelo IGP-DI para valores de dez/2004.

Gráfico 3.1: Variáveis Bancárias em R\$ (mil).



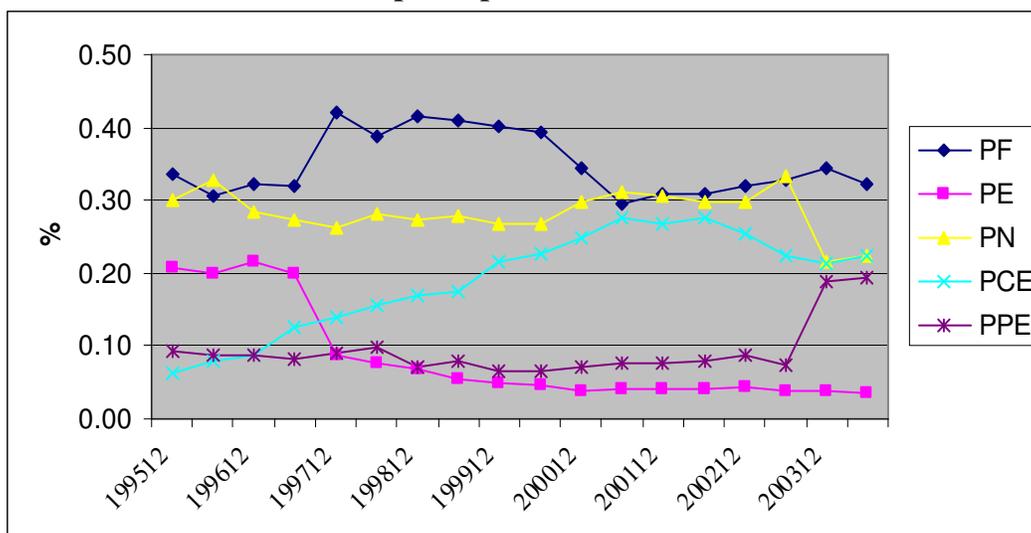
Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

Considerando os dados agregados, sem especificar o tipo de controle dos bancos, observa-se no Gráfico 3.1 que ao longo do período considerado, houve um aumento nos ativos totais do sistema bancário nacional, partindo de um montante de R\$ 1.181.490.041,00 (mil) em dez/95, para R\$ 1.239.836.803,00 (mil) em jun/04. As operações de crédito tiveram uma redução significativa, em torno de trinta por cento, caindo do patamar de R\$ 424.042.438,00 (mil) em dez/95, para R\$ 294.216.924,00 (mil) em jun/04. Quanto aos depósitos totais, percebe-se uma pequena redução no período considerado, passando de R\$ 542.328.886,00 (mil), para R\$ 517.094.160,00 (mil), acompanhando de forma similar à tendência do comportamento dos ativos totais, que apesar de apresentarem uma maior flutuação, em jun/2004, o montante de R\$ 1.239.836.803,00 (mil) é apenas 5% maior do que em dez/1995. Finalmente, o comportamento da variável patrimônio líquido foi relativamente constante ao longo do

tempo, com valor inicial de R\$ 119.662.327,00 (mil), aumentando aproximadamente treze por cento atingindo o valor de R\$ 136.026.495,00 (mil) em jun/04.

Os Gráficos 3.2, 3.3, 3.4 e 3.5 apresentados a seguir mostram o comportamento destas mesmas variáveis, agora separadas por tipo de controle.

Gráfico 3.2: Ativos Totais por Tipo de Controle.



Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

Legenda:

PF – Banco Público Federal

PE – Banco Público Estadual

PN – Banco Privado Nacional

PCE – Banco com Controle Estrangeiro

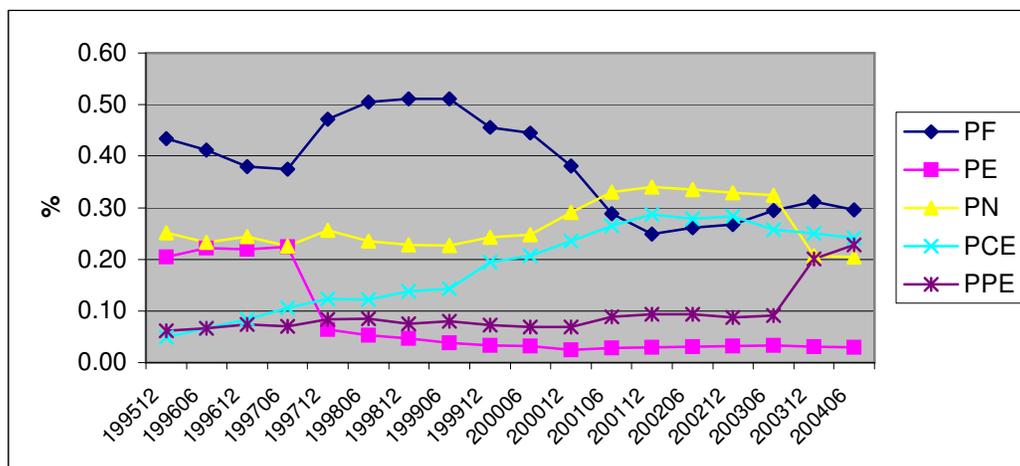
PPE – Banco com Participação Estrangeira

O Gráfico 3.2 ressalta a concentração dos ativos totais que havia em dez/95, quando os bancos PF, PE e PN detinham aproximadamente 85% de todos os ativos do sistema, enquanto os bancos PCE e PPE ficavam apenas com os 15% restantes. Percebe-se que em jun/04 os bancos PCE e PPE aumentam significativamente suas participações, alcançando aproximadamente 40% dos ativos totais. Ainda, note que enquanto a participação nos ativos totais dos bancos PN caem de 30% para 23%, a dos bancos PCE sobe de 6% para 22%, mantendo essas duas categorias em patamares praticamente iguais em dez/04. Isto ressalta a forte influência exercida pela entrada dos bancos de controle estrangeiro na distribuição dos

ativos do sistema bancário nacional. Percebe-se também a redução da participação do setor público nos ativos totais do sistema financeiro brasileiro, caindo de 55% para 35%. Fica claro que este processo se intensifica a partir de jun/97, quando o efeito das privatizações, assunções do controle federal com objetivo de prepará-los para a privatização ou o encerramento de atividades dos bancos estaduais, reduz suas participações de 21% em dez/95, para 4% em jun/04.

Com relação às operações de crédito, pode-se observar no Gráfico 3.3 que os bancos PN reduzem sua participação na oferta de crédito de 25% para 21%. Tal performance posiciona os bancos PN com apenas a quarta colocação entre as cinco categorias de controle, ficando em jun/04 atrás dos bancos PCE, com 24%, e dos bancos PPE, com 23%. Vale ressaltar que os bancos PCE e PPE tinham apenas 11% da oferta de crédito em dez/95, alcançando quase a metade do mercado em jun/04.

Gráfico 3.3: Operações de Crédito por Tipo de Controle.

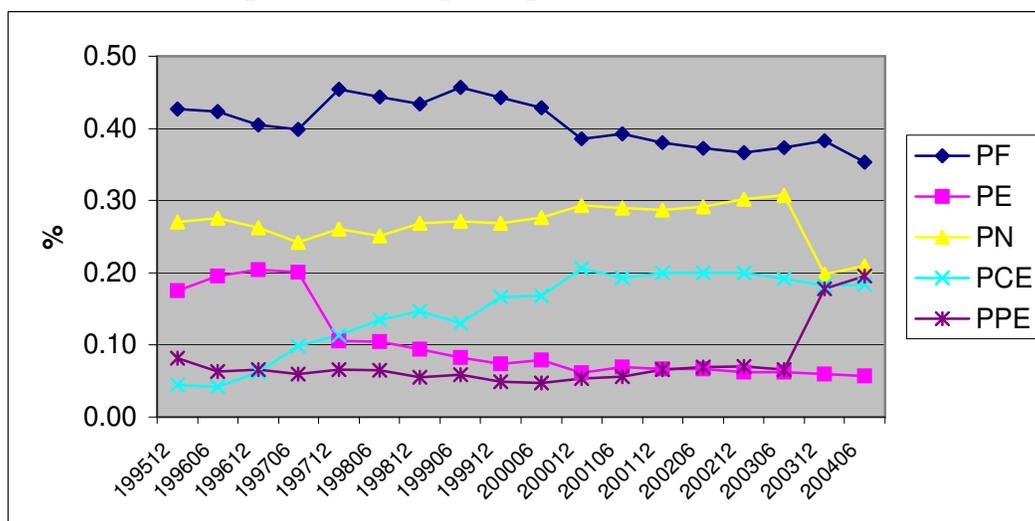


Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

A queda dos créditos concedidos pelos bancos públicos, reforçada pela redução do volume de depósitos, como mostra o Gráfico 3.4, seria reflexo de todo o processo de reestruturação decorrente de fusões, aquisições e da forte entrada de bancos estrangeiros. Percebe-se que houve uma redução na participação dos bancos privados nos depósitos totais do sistema bancário, caindo de 27% em dez/95 para 21% em jun/04. Em suma, no

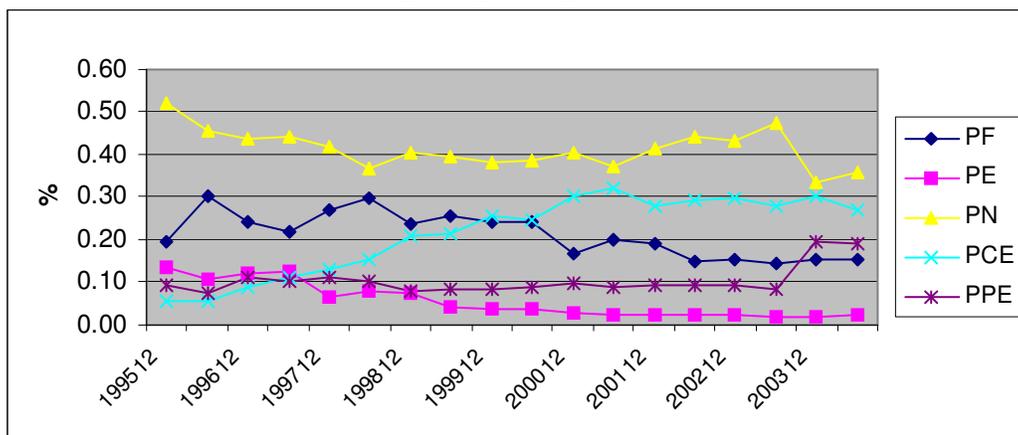
período analisado, os bancos privados nacionais reduziram suas participações tanto no mercado de crédito quanto no volume de depósitos, enquanto os bancos estrangeiros alcançam o patamar de 47% das operações de crédito e 38% dos depósitos totais.

Gráfico 3.4: Depósitos Totais por Tipo de Controle.



Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

Quanto ao patrimônio líquido dos bancos, verifica-se pelo Gráfico 3.5 que no início do período analisado houve uma queda na fatia dos bancos privados de 52% do patrimônio líquido do sistema para 37% em jun/98, acompanhada da constante ascensão dos bancos com controle estrangeiro até jun/01, quando chegaram ao patamar de 32%. Ao final do período, os bancos privados nacionais detinham 36% do patrimônio líquido contra 27% dos bancos com controle estrangeiro. Este cenário é bem diferente de dez/95, quando os bancos privados possuíam fatia de 52%, contra apenas 6% dos bancos com controle estrangeiro. Já os bancos públicos federais e estaduais diminuíram suas fatias de 20% e 13% em dez/95, para 16% e 2% em jun/04, respectivamente.

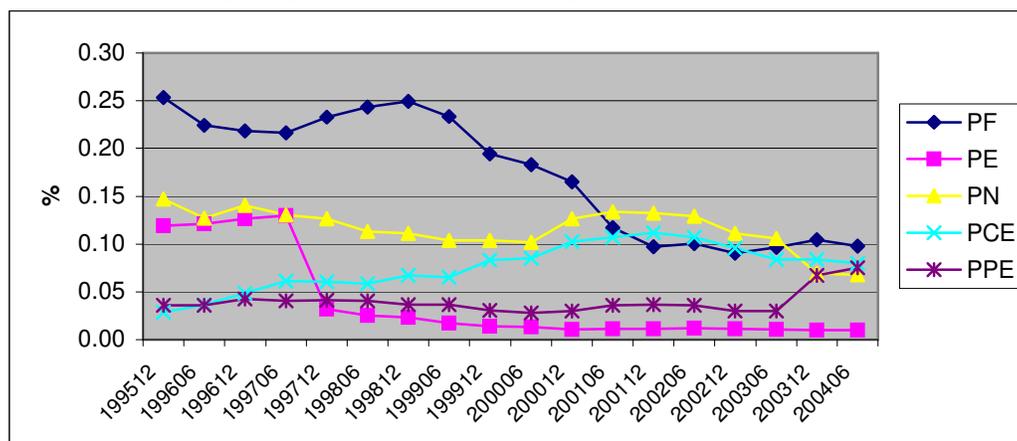
Gráfico 3.5: Patrimônio Líquido por Tipo de Controle.

Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

Focando a análise no comportamento das operações de crédito em termos de volume, o Gráfico 3.6 expõe a participação destas no PIB. Há uma queda acentuada na oferta de crédito do setor público, tanto por parte dos bancos federais quanto dos estaduais. Por exemplo, os bancos federais ofertaram cerca de R\$ 184 bilhões no segundo semestre de 1995, contra apenas R\$ 86 bilhões no primeiro semestre de 2004.²¹ A implicação natural é a queda na participação dos bancos federais e estaduais de 25% e 12%, para 10% e 1%, respectivamente. A menor importância na participação das instituições públicas na oferta de crédito deve-se ao processo de redução da presença do governo no sistema financeiro brasileiro.²² Já os empréstimos oferecidos pelas instituições bancárias com controle estrangeiro aumentam sua participação no PIB de 3% para 8%, enquanto os bancos privados nacionais flutuam de 15% para 7%. Na verdade, ocorreu uma real redução das operações de crédito desses bancos que caíram de aproximados R\$ 106 bilhões em dez/95 para R\$ 60 bilhões em jun/04. É interessante perceber que no período de dez/95 até jun/00, observa-se sinais opostos na trajetória desta variável entre os bancos privados e os banco com controle estrangeiro, onde os primeiros apresentam trajetória declinante enquanto os segundos apresentam trajetória ascendente. Porém, no período de jun/00 à jun/03, ambas categorias se comportam de forma muito semelhante.

²¹ Todos os valores estão expressos em R\$ de jun/2004, corrigidos pelo IGP-DI.

²² Para maiores detalhes consultar: Puga (1999) e Ness (2000).

Gráfico 3.6: Operações de Crédito/PIB por Tipo de Controle.

Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

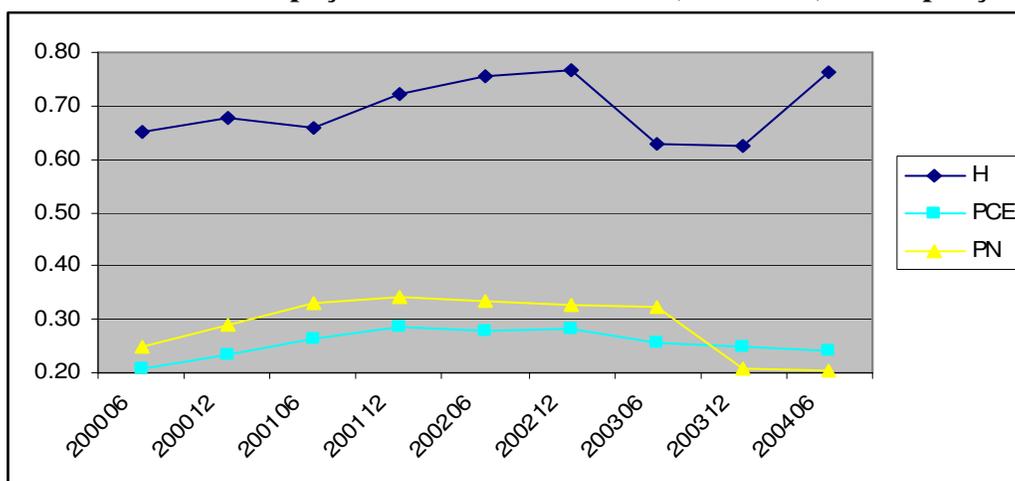
Outro aspecto interessante a ser destacado é o desempenho dos bancos privados e dos bancos com participação estrangeira no final do período em questão. Note que a participação dos bancos privados, em todas as variáveis analisadas nos Gráficos 3.2 – 3.6, diminui consideravelmente em dez/03, fato este acompanhado pelo crescimento anormal da fatia dos bancos com participação estrangeira. Este fato se justifica pela mudança de categoria de apenas um banco, o Bradesco, que no segundo semestre de 2003 deixa de ser um banco privado nacional e passa a atuar como um banco de participação estrangeira. Para entender a importância deste fato, destaca-se, por exemplo, o período de dez/03, onde o Bradesco é responsável por aproximadamente R\$ 30 bilhões em operações de crédito, R\$ 55 bilhões em volume de depósitos e possui um patrimônio líquido de R\$ 14 bilhões. No mesmo período, seu ativo total acumulou o valor aproximado de R\$ 137 bilhões, o que representa mais de 60% dos ativos totais do agregado de bancos com participação estrangeira.

Outro fato interessante é o comportamento das participações na oferta de crédito dos bancos privados nacionais e dos bancos de controle estrangeiro durante jun/2000 a jun/2004 (exatamente o período considerado para investigar o impacto da competição sobre a eficiência)²³. O Gráfico 3.7, apresenta os resultados estimados da competição bancária

²³ A seção 5.5 (Amostra) fornece uma justificativa para a utilização deste período.

(estatística H). Percebe-se que o aumento das fatias de mercado dos bancos privados nacionais e estrangeiros foi acompanhado pelo aumento da competição do mercado. Este fato sugere que o aumento da competição bancária fez com que os bancos privados nacionais e de controle estrangeiro absorvessem parte da fatia de mercado dos bancos públicos (talvez menos eficientes). Os modelos de regressão (capítulo VI) fornecerão evidências empíricas acerca deste comportamento.

Gráfico 3.7: Participação na Oferta de Crédito (PN e PCE) e Competição

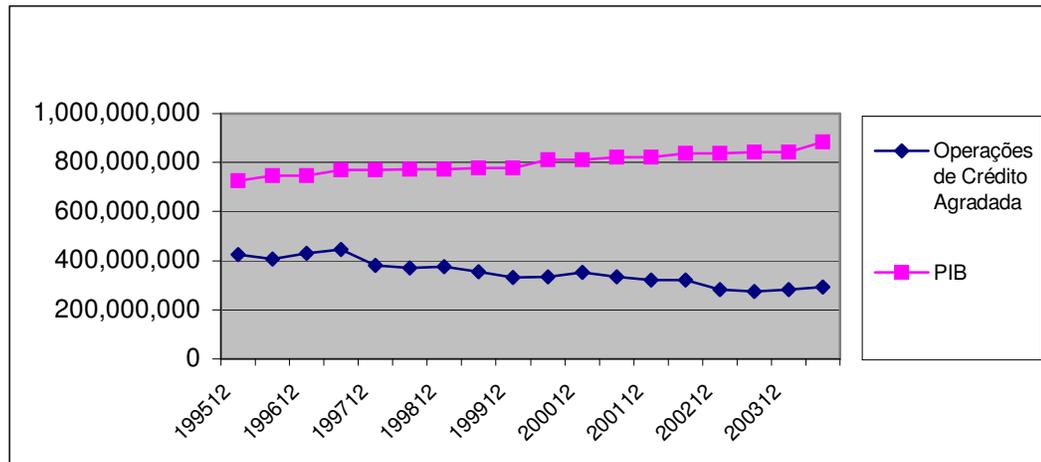


Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

Quando se trata dos dados agregados, percebe-se, ainda no Gráfico 3.6, que houve uma redução na participação do crédito do sistema financeiro no PIB. Em dez/95 essa participação era de 58%, caindo para 33% em jun/04. Essa queda não se dá pelo crescimento do PIB maior que o crescimento do crédito, mas sim, pela real redução do crédito no sistema financeiro nacional. Percebe-se claramente esta relação através do Gráfico 3.8, que expõe os valores agregados da oferta de crédito e o PIB semestral em R\$ de 2004. Enquanto as operações de crédito agregando as cinco categorias de bancos somavam o valor aproximado de R\$ 424 bilhões em dez/95, em jun/04 esse valor cai para R\$ 292 bilhões, que representa uma queda de 31%. Enquanto isso, o PIB cresceu aproximadamente 21% nos 18 semestres considerados. Este fenômeno, porém, não pode ser generalizado, sendo exclusividade dos bancos públicos e privados nacionais. Os bancos com controle estrangeiro e os com participação estrangeira experimentaram crescimento

significante do volume real de crédito ofertado, saindo do montante de aproximados R\$ 21 bilhões e R\$ 26 bilhões em dez/95, para R\$ 71 bilhões e R\$ 67 bilhões em jun/04, respectivamente.

Gráfico 3.8: Crédito Agregado e PIB em R\$ (mil)



Fonte: O gráfico foi elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

3.6 – O Brasil e o Setor Financeiro Internacional

O setor de serviços financeiros é de suma importância nas economias modernas. A operação eficiente das instituições financeiras é condição necessária para o funcionamento ideal do sistema financeiro e para impulsionar a economia mundial no século XXI. Segundo Harker, Zenios (2000), em economias onde o serviço financeiro é mais avançado, como por exemplo a dos Estados Unidos, o setor financeiro demanda mais trabalhadores do que o setor automotivo, farmacêutico, de vestimenta, de computadores e de aço combinados. Isso significa 5.4 milhões de pessoas empregadas por firmas do setor financeiro, que é responsável por quase 5% do Produto Nacional Bruto (PNB) dos Estados Unidos, 5,5% da Alemanha, 3,5% da Itália e estatísticas similares para outros países da União Européia considerados de alto desenvolvimento financeiro. O setor financeiro nipônico chegou a representar 9% do PNB em 1993, e em Singapura representa 6,5%. Em economias menores, o setor financeiro pode ser ainda mais significativo. O setor financeiro suíço é responsável por mais de 9% do PNB. No Chipre – ilha no mar mediterrâneo – e em

Israel, mais de 18% do PNB vem de serviços financeiros, e este setor emprega quase 10% da população destes países.

Por mais impressionante que estas estatísticas pareçam, devido a suas atribuições e externalidades, o setor financeiro possui um papel muito maior na economia. Em poucas palavras, o setor financeiro mobiliza poupança e aloca crédito através do espaço e do tempo. Permite que firmas e famílias lidem com incertezas econômicas e desta forma facilita o fluxo de recursos entre agentes superavitários (que emprestam) e deficitários (que tomam emprestado), aumentando tanto a quantidade quanto a qualidade dos investimentos reais, contribuindo de forma fundamental para o aumento do nível de renda e do padrão de vida de uma economia.

Quadro 3.2 – Mudanças na Indústria Bancária Americana.

Item	1979	1994
Número Total de Instituições Bancárias	12.463	7.926
Número de Bancos Pequenos	10.014	5.636
Ativos Totais da Indústria (Trilhões US\$ 1994)	3.26	4.02
Ativos da Indústria em Bancos Pequenos	13,9%	7,0%
Número Total de Funcionários	1.396.970	1.489.171

Fonte: Berger, Kashyap e Scalise, 1995.

As instituições financeiras enfrentam atualmente um ambiente dinâmico, ágio e competitivo. Este ambiente é o catalisador das maiores mudanças na indústria bancária. O Quadro 3.2 resume as mudanças na indústria bancária dos Estados Unidos ao longo do período de 15 anos, com dados de 1979 e de 1994. O quadro mostra que o número de instituições bancárias americanas diminuiu em um terço no período entre 1979 e 1994, com mais da metade dos bancos pequenos eliminados no processo. Nota-se ainda que o número total de empregados aumentou 7%.

O Quadro 3.3 apresenta os mesmos dados para o caso brasileiro, abrangendo um período de 18 semestres entre dez/1995 e jun/2004. Percebe-se que neste período houve

uma redução de mais de um quarto no número de bancos operando no sistema financeiro brasileiro. Este novo cenário significou uma redução de 30% no número de bancos pequenos atuando no Brasil, e ainda, 11% dos ativos totais da indústria saíram do poder de bancos pequenos para os bancos grandes, que em jun/2004 detêm quase 80% do volume dos ativos totais do setor. O único item que se comporta de forma inversa quando comparado à economia americana é o número de funcionários do sistema financeiro, que no Brasil reduziu 22%. Observa-se ainda que em ambos os países ocorreram um significativo crescimento do setor financeiro, com um aumento de aproximadamente US\$ 760 bilhões nos ativos da indústria americana, e um aumento de aproximadamente de R\$ 60 bilhões para o caso dos ativos totais do setor bancário brasileiro.

Quadro 3.3 – Mudanças na Indústria Bancária Brasileira.

Item	Dez/1995	Jun/2004
Número Total de Instituições Bancárias	202	148
Número de Bancos Pequenos ²⁴	191	134
Ativos Totais da Indústria (Trilhões R\$ 2004)	1.18	1.24
Ativos da Indústria em Bancos Pequenos	32%	23%
Número Total de Funcionários	660.723	518.213

Fonte: Quadro elaborado pelo autor a partir dos dados amostrais.

Harker, Zenios (2000) apontam que estas mudanças se devem basicamente a liberdade da regulação financeira nos Estados Unidos, as políticas de unificação financeira da União Européia, a velocidade das inovações nos novos instrumentos financeiros e a mudanças na demanda do consumidor. Em resposta, as firmas financeiras são forçadas a se adaptarem, buscando inovações, o que causa mais mudanças a esse ambiente competitivo.

Com o aumento da competição no mercado bancário, intensifica-se a preocupação com relação à eficiência. Berger e Humphrey (1991) e Berger, Hancock e Humphrey (1993) chamam a atenção para a questão da eficiência, argumentando que esta é mais

²⁴ Foram considerados bancos pequenos aqueles cujo ativo total é inferior a 1% do ativo total do maior banco no respectivo período.

importante do que economias de escala. Bancos ineficientes são os principais candidatos a saírem do mercado.

Outros trabalhos (Berger, Hunter e Timme, 1993; Soteriou e Zenios, 1999) mostram que parte importante da ineficiência está do lado do produto, reduzindo receitas, mais do que do lado dos insumos, aumentando custos. Harker, Zenios (2000) acreditam que os bancos de varejo estão cada vez mais se tornando suscetíveis a economias de escala. Os custos declinantes da tecnologia de informação e a automação levam a reestruturação dos bancos de varejo. Frei, Harker e Hunter (1997); Singh e Zollo (1997) argumentam que, atualmente, as fusões e aquisições são na maioria das vezes reações a ameaças competitivas, e não necessariamente têm o objetivo de agregar valor.

As inovações tecnológicas adicionam rapidamente pressões competitivas. Conforme Harker, Zenios (2000), as inovações abrem novos canais de distribuição dos serviços financeiros, e enquanto estes ainda não apresentam o menor custo para o banco, os consumidores rapidamente criam uma dependência a estes canais, demandando o acesso. Enquanto no passado a agência bancária era o único canal para a distribuição dos serviços bancários, hoje outros canais corroem a dominância da agência. Além disso, enquanto os bancos sofrem com questões tecnológicas, eles observam o nascimento de novos rivais. Programas de computadores que auxiliam na administração de finanças pessoais, de fácil acesso e ampla difusão, fornecem alguns serviços que eram tradicionalmente oferecidos pelos bancos, e radicalmente transformaram a maneira na qual o cliente interage com o banco. Executivos financeiros hoje devem se preocupar não apenas com as estratégias competitivas do mercado financeiro internacional, mas também deve ponderar se, por exemplo, a *Microsoft* é um concorrente. Desta forma, é provável que os novos entrantes, equipados com melhor tecnologia, possam com relativa rapidez alcançar a liderança no campo dos bancos de varejo. Desta forma, Harker e Zenios (2000) acreditam que os executivos do setor bancário devem estar atentos a aquisições, por empresas não bancárias como por exemplo a *Microsoft*, de firmas do setor bancário. Ameaças competitivas podem surgir de lugares inesperados. Firmas do setor de logística são bem equipadas para lidar

com a transferência de bens e informação. Conforme acreditam Deloitte e Touche (1995), não há razão para acreditarmos que estas firmas não possam transferir também recursos financeiros.

Acompanhando novamente Harker e Zenios (2000), destaca-se a importância do consumidor como uma das principais fontes de todas essas mudanças no setor bancário internacional, contribuindo na determinação do grau de competição deste setor em cada economia. Os consumidores modernos estão demandando serviços financeiros a qualquer hora e em qualquer lugar. Os autores expõem dados que ilustram a mudança nos serviços prestados pelo setor financeiro. Em 1980, quase 40% dos ativos financeiros de consumidores americanos estavam na forma de depósitos bancários. Em 1996, os depósitos bancários contribuem em menos de 20% dos ativos financeiros dos consumidores, que diversificaram a maneira de alocar seus recursos principalmente com aplicações em fundos de pensão, seguros e fundos de investimentos. Para atender as demandas dos consumidores os bancos foram forçados a diversificar a oferta de serviços financeiros, o que resultou no crescimento acelerado das inovações no setor bancário.²⁵

Outro ponto importante ao se falar de competição no setor bancário está no comportamento de economias pequenas e mais protegidas, que se arriscam ao adiar seus esforços de liberalização. Bancos nacionais que operam a mercê de proteção podem ignorar certas mudanças que ameaçarão destruí-los. No entanto, esta situação não é sustentável e eventualmente os governos não serão capazes de impedir que novos entrantes emirjam, seja formado por um grupo local, seja formado por bancos estrangeiros. Em suma, nas últimas décadas as instituições bancárias se transformaram de puros intermediários financeiros para fornecedores de serviços de varejo modificando, mais em algumas economias do que em outras menos liberais, a estrutura do setor bancário.

²⁵ Para uma discussão sobre inovação no setor financeiro ver Allen e Gale (1994), Consiglio e Zenios (1997).

CAPÍTULO IV – A RELAÇÃO ENTRE ESTRUTURA DE MERCADO E EFICIÊNCIA

Este capítulo trata da relação entre competição (e outras variáveis de estrutura de mercado) e eficiência (e outras variáveis de performance). A seção 4.1 apresenta aspectos da literatura teórica enquanto a seção 4.2 debate sobre os poucos trabalhos empíricos. Na seção 4.3 relaciona as medidas de eficiência média com a evolução da estatística-H, nossa medida de competição.

4.1 – Literatura Teórica

Existem poucos trabalhos teóricos tratando da ligação entre competição e eficiência. É possível encontrar indícios sucintos em Adam Smith (1776) sobre os efeitos do grau de competição, quando este argumentava sobre os malefícios de um monopólio sobre a capacidade gerencial. Mais recentemente, Caves (1980) afirma que os economistas em geral suspeitam que a competição é inimiga da improdutividade. Pode-se encontrar na literatura argumentos que dão suporte a essa suspeita. Por exemplo, Hicks (1935) considera que uma estrutura de mercado monopolista desestimula a aplicação de máximo empenho. Partindo desta hipótese, poderíamos pensar que os empregados poderiam se apropriar de parte desta renda de monopólio através da redução de seus esforços, já que o desprazer da mesma quantidade de horas trabalhadas seria menor em um monopólio do que, por exemplo, em um mercado competitivo. Na verdade, porém, não existe razão para se acreditar que os empresários monopolistas permitiriam tal comportamento, exercendo um controle mais fraco do que aqueles em mercados competitivos (Weill, 2003). Leibenstein (1966) explica porque firmas podem ser ineficientes. Segundo o autor, as X-ineficiências se reduzem pelo grau de competição dos mercados. X-ineficiência seria resultado da existência de imperfeições na organização interna da firma. Tais imperfeições ocasionam uma assimetria de informação entre os proprietários e os empregados de uma firma. Na verdade, como os proprietários não têm informação completa sobre a função de produção,

diminuindo a capacidade de controlar a performance da firma. Desta forma, torna-se difícil a fiscalização dos proprietários sobre o nível de empenho dos seus funcionários.

Desta forma, Leibenstein considera que o principal determinante para a redução das ineficiências é o aumento das pressões competitivas. Uma das razões para o efeito positivo entre competição e eficiência, segundo Leibenstein, é que a competição fornece incentivos para a máxima dedicação dos funcionários ao trabalho. Enquanto estão cientes de um aumento na competição, os funcionários têm estímulos para aumentar suas performances sob pena de que suas firmas empregadoras abandonem o mercado. Desta forma, os funcionários são motivados pelo desejo de evitar as perdas pessoais de uma possível falência. Ainda, com um número maior de firmas no mercado os proprietários têm maior capacidade de avaliar a performance relativa de suas firmas. Isto é possível pelo melhor conhecimento da função de produção em um mercado competitivo. Desta forma, os proprietários podem efetuar mudanças nos seus quadros de funcionários caso considerem necessárias. Ao saberem das possibilidades de comparação advindas da competitividade, os funcionários são inclinados em empenhar maior esforço em suas atividades.

As idéias de Leibenstein são formalizadas nas pesquisas de Hart (1983), Selten (1986) e Scharfstein (1988). Esta teoria vai ao encontro do paradigma da “Estrutura-Performance” proposto por Bain (1951), onde a estrutura de mercado influencia as decisões da firma em termos de preço e quantidade, e desta forma exercendo influência sobre o lucro.

Demsetz (1973) apresenta uma hipótese alternativa, mudando a direção da causalidade entre competição e custo-eficiência. Tal teoria é conhecida como a hipótese da “Estrutura-Eficiência” e considera uma causalidade reversa entre as duas variáveis: eficiência determina competição. O autor considera que as firmas melhores gerenciadas apresentam custos menores e conseqüentemente maiores fatias de mercado, o que leva a um nível maior de concentração. Araújo, Jorge Neto e Salazar (2005), em pesquisa no setor bancário brasileiro, concluíram que existe um relacionamento negativo entre competição e

concentração. Para Weill (2003), a concentração pode ser considerada como o uma medida inversa da competição. Desta forma, seguindo a teoria da “estrutura-eficiência”, maior eficiência leva a maior concentração e, conseqüentemente a uma menor competição. Ou seja, um relacionamento negativo da eficiência para a competição.

Percebe-se que até aqui foram expostas referências teóricas gerais com relação ao relacionamento entre competição e eficiência²⁶, ou seja, teorias que não são exclusividade de determinado tipo de indústria. Weill (2003) ressalta a importância de explicitar as peculiaridades de um mercado bancário. Primeiramente, mercados bancários têm uma estrutura de competição imperfeita. Corroborando esta idéia podemos citar Hannan (1991), Molyneux, Lloyd-Williams e Thornton (1994), De Bandt e Davis (2000), Bikker e Haaf (2002). A literatura teórica sugere que a competição imperfeita pode resultar da assimetria de informação entre o tomador e o financiador na atividade de oferta de crédito. Como conseqüência, os bancos têm que implementar mecanismos para resolver os problemas resultantes como o de seleção adversa e risco moral (moral hazard).

Uma maneira é a implementação de programas de relacionamento com clientes, buscando um relacionamento de longo prazo a fim de obter mais informações sobre o tomador. Portanto, para Weill, bancos possuem mecanismos que podem reduzir os problemas relacionados à assimetria de informação. Para que bancos obtenham mais informações sobre os clientes é interessante exista uma proximidade entre estes dois agentes. Este é um elemento que fornece algumas características aos mercados bancários, como por exemplo a natureza de sua localização, já que os bancos precisam de informações que são baseadas na proximidade dos clientes. Além disso, devido ao fato da existência de fortes barreiras a saída dos mercados bancários, a atividade bancária apresenta significativos fundos perdidos (*sunk costs*). Estas barreiras vêm da necessidade de se implementar um relacionamento (proximidade) com o cliente, o que é feito através de uma rede de agências. Ainda, uma carteira de empréstimos é um ativo pouco líquido uma vez

²⁶ Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) trata-se de um trabalho aplicado onde os autores procuraram investigar a influência da concentração sob a competição no mercado bancário brasileiro durante o período de dez/1995 a jun/2004.

que seus compradores potenciais não são capazes de conhecer seu valor real.²⁷ Essas características peculiares aos mercados bancários são barreiras à entrada de novos competidores.

4.2 – Literatura Empírica

Existem poucos trabalhos empíricos no que se trata de investigar o relacionamento entre competição e eficiência para o setor bancário. Ainda, não temos conhecimento de nenhum trabalho até então realizado que investigue o impacto da competição sobre a eficiência do setor bancário brasileiro. Na literatura internacional existem poucos artigos sobre o assunto, por exemplo: Berger (1995) e Berger e Hannan (1997) para os bancos norte-americanos, Lang (1996) para os bancos alemães, Goldberg e Rai (1996), Punt e Van Rooij (2003) e Weill (2003) para os bancos europeus. Em geral, estes trabalhos utilizavam regressões da custo-eficiência, estimada pela abordagem paramétrica de fronteira estocástica, em um conjunto de variáveis de estrutura de mercado, como por exemplo índices de concentração e fatias de mercado.

Através de medidas de X-eficiência e de eficiência de escala, Berger (1995) adentra no debate entre poder de mercado e explicações, na linha eficiência-estrutura (*efficiency-structure*), do relacionamento lucro-estrutura (*profit-structure*) na atividade bancária. O autor expressa modelos estruturais de duas hipóteses de poder de mercado e duas hipóteses de eficiência-estrutura sob a forma testável reduzida de equações de lucro. Esta metodologia foi aplicada para trinta unidades de corte (*cross-sections*) com dados bancários da década de oitenta. O autor encontra consistência em uma hipótese de poder de mercado e em uma hipótese de eficiência-estrutura. No entanto, nenhuma das hipóteses é, de forma preponderante, importante para explicar os lucros bancários.

²⁷ Para um estudo sobre fundos perdidos no mercado bancário da União Européia consultar Davis e Salo (1998).

Para Berger e Hannan (1997), estudos anteriores sobre o relacionamento estrutura-performance (*structure-performance*) não investigaram todas as relações relevantes entre estrutura de mercado, lucros, preços e medidas explícitas de eficiência da firma. Usando medidas de eficiência, os autores usam quatro abordagens diferentes para distinguir o relacionamento estrutura-performance da hipótese eficiência-estrutura, com aplicação para o setor bancário. A primeira é regressar lucro em variáveis de estrutura de mercado, concentração e fatia de mercado. A segunda abordagem adiciona medidas de eficiência diretamente a equação de lucro. Se a eficiência for corretamente controlada na regressão, o coeficiente de fatia de mercado refletirá apenas os efeitos de poder de mercado. Uma terceira abordagem regressa os preços individuais (para cada banco) de depósitos e operações de crédito contra variáveis de estrutura de mercado para testar a hipótese de poder de mercado. A quarta abordagem relaciona diretamente a estrutura de mercado com a eficiência. Medidas de concentração e de fatias de mercado são regressadas nas medidas de eficiência para testar se a eficiência gera maior concentração ou maior fatia de mercado, ou seja, testar a hipótese eficiência-estrutura. Assim, os autores concluem, apesar dos dados não serem completamente consistentes, dando maior suporte para a hipótese “structure-conduct-performance” (SCP) do que a hipótese de poder de mercado e a hipótese eficiência-estrutura. Os autores também encontram suporte para a hipótese “Hick’s quiet-life”, que implica que as firmas com poder de mercado aderem menos rigorosamente a maximização da eficiência.

Lang (1996) investiga em que extensão as diferenças de lucratividade e a dinâmica das fatias de mercado podem ser explicadas pela eficiência de uma firma. As ineficiências são identificadas usando duas técnicas diferentes de fronteiras de custo: efeitos fixos e a abordagem de fronteira estocástica. Utilizando um painel com 1425 bancos alemães, Lang estima o relacionamento entre eficiência e as variáveis de performance lucratividade e fatias de mercado, encontrando um relacionamento mais forte em mercados onde o comportamento da firma é mais competitivo. Lang conclui que a lucratividade é significativamente determinada pela eficiência em bancos corporativos, enquanto que para bancos de poupança e crédito o poder explicativo é menor. No entanto, quedas de curto e

longo prazo nas fatias de mercado, devido a desvios em relação a melhor tecnologia, podem ser observadas apenas nos bancos de poupança.

O relacionamento entre estrutura de mercado e performance já foi bastante estudado para os bancos americanos. Em contraste, poucas pesquisas investigam este relacionamento para os bancos europeus. Goldberg e Rai (1996) estudam o relacionamento estrutura-performance (structure performance) para os bancos europeus. Tradicionalmente, existem duas explicações para o relacionamento positivo entre lucratividade e concentração: a hipótese “structure-performance” (SCP) e a hipótese “efficiency-structure” (EH). Testes empíricos anteriores da hipótese alternativa têm encontrado resultados divergentes. Porém, os autores afirmam que a maioria destes testes não são robustos uma vez que não incorporam a medida de eficiência diretamente no modelo. A pesquisa de Goldberg e Rai aplica uma fronteira estocástica de custo, como proposto por Aigner et. al. (1977) para obter medidas da X-ineficiência e da ineficiência de escala, sob a hipótese de que os erros seguem uma distribuição “half-normal”. Os autores incorporam as medidas de ineficiência diretamente aos testes propostos por Berger e Hannan (1997). Para uma amostra de vários bancos, de onze países europeus, no período de quatro anos entre 1988 e 1991, não foi encontrado um relacionamento positivo significativo entre concentração e lucratividade. No entanto, não foram encontradas evidências que suportem a hipótese “efficiency-structure” (EH) para bancos localizados em países com baixa concentração de bancos. Para medir a eficiência os autores usaram uma função custo translog padrão, usando dois produtos, (empréstimos e ativos financeiros) e três insumos (trabalho, capital físico e depósitos).

Punt e Van Rooij (2003) investigam empiricamente o relacionamento entre fatia de mercado, ou concentração, sobre os ativos de bancos europeus, promovendo evidências de um relacionamento lucro-estrutura (*profit-structure*). Os autores testam várias teorias de poder de mercado e de eficiência estrutura e chegam a conclusão de que a X-eficiência é um fator crucial para se explicar o relacionamento lucro-estrutura porque a eficiência estimula tanto o lucro quanto a fatia de mercado. Defendem também que as recentes fusões

de bancos tem tido sucesso porque, em média, a X-eficiência e a lucratividade aumentam após a consolidação.

Weill (2003) estuda o relacionamento entre competição e eficiência numa amostra de doze países da união européia durante o período de 1994 a 1999. A competição é medida pela estatística-H do modelo Panzar-Rosse enquanto a eficiência é estimada pela abordagem de fronteira estocástica. A estatística-H assume valor entre 0 e 1 para todos os países, em todos os períodos, o que significa que o mercado bancário da união européia opera sob concorrência monopolística. Ainda, a estatística-H se reduz, em todos os países de 1994 para 1999, significando uma redução na competição. Para medir eficiência, através da fronteira estocástica, o autor estimou um sistema de equações composto por uma função custo na forma flexível de Fourier, e suas equações de participação dos insumos no custo, derivadas usando o lema de Shepard. Foi adotado a especificação com os termos de Fourier apenas para as quantidades de produto. Segundo Weill, a estimação deste sistema adiciona graus de liberdade e resulta em estimativas mais eficientes do que no caso de uma única equação de função custo. O autor impõe condições de homogeneidade através da normalização dos custos totais, preço do trabalho e preço do capital físico pelo preço dos fundos tomados. O sistema de equações é estimado usando a técnica de estimação “Seemingly Unrelated Regression”. Foi adotado a abordagem da intermediação para a definição dos insumos e dos produtos. Assume-se que os bancos recebem depósitos para transformá-los, usando capital e trabalho, em empréstimos. Tal abordagem difere da metodologia da produção, onde o banco produz depósitos e empréstimos, usando capital físico e trabalho. Dois tipos de produtos foram considerados: empréstimos e ativos de investimento. Os insumos são trabalho, capital físico e depósitos. O artigo dá suporte a um relacionamento negativo entre competição e eficiência na atividade bancária, o que não corrobora a relação mais intuitiva, que seria a positiva. Portanto, para Weill, a idéia de que um mercado bancário unificado europeu trará benefícios deve ser revista, uma vez que possíveis perdas de bem-estar podem ocorrer dado um aumento na competição bancária.

Em sua maioria, os artigos citados tendem a dar suporte a um relacionamento positivo entre custo-eficiência e concentração/fatias de mercado. No entanto, Fecher e Pestieau (1993) analisaram a correlação entre eficiência técnica e concentração no setor financeiro de 11 países da OECD e concluíram em favor de uma correlação negativa.

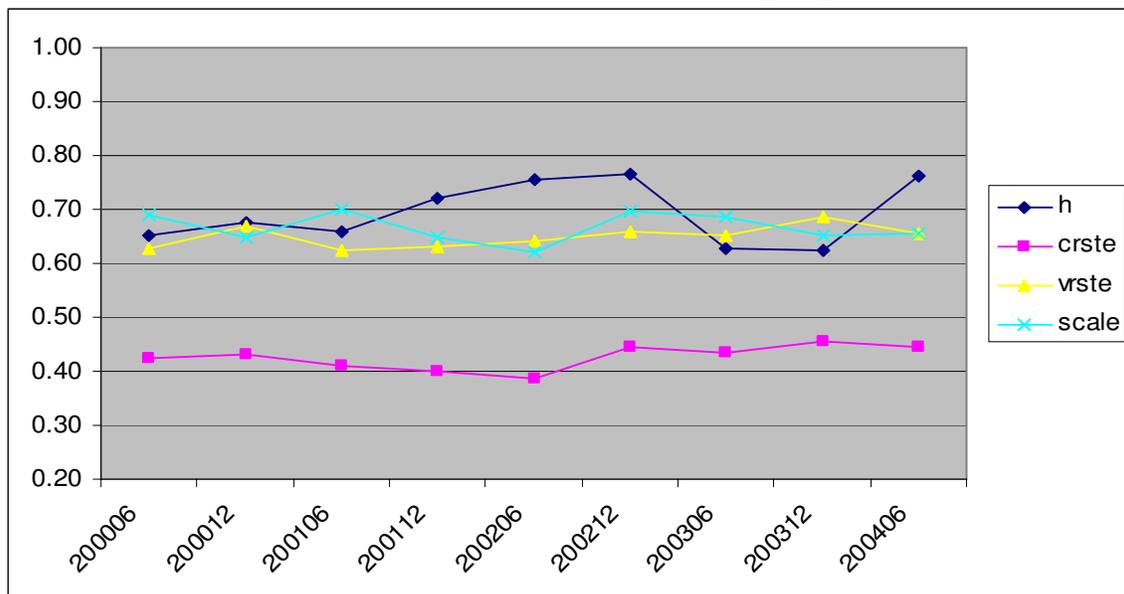
4.3 – A Descrição do Relacionamento Médio Encontrado

Esta seção descreve o comportamento das eficiências médias e da estatística-H, nossa medida de competição. O trabalho utiliza nove medidas diferentes de eficiência técnica. As três primeiras são medidas provenientes da abordagem não-paramétrica DEA e nos fornece três tipos de medidas de eficiência: crste (eficiência DEA sob a hipótese de retornos constantes de escala na tecnologia estimada), vrste (eficiência DEA sob a hipótese de tecnologia com retornos variáveis de escala) e scale (medida DEA de eficiência de escala). Nossa quarta medida de eficiência foi proposta por Simar e Wilson (2000b). Os autores estimaram intervalos de confiança através de uma metodologia de “bootstrap” robusta a heterogeneidade na estrutura da eficiência. Subtraindo o viés de “bootstrap” das estimativas vrste obtém-se uma estimativa viés corrigida das eficiências de cada banco, a qual denominaremos de abias. A quinta medida é obtida através da metodologia FDH, a qual difere da DEA apenas por não impor a hipótese de convexidade do conjunto de produção. As últimas quatro medidas de eficiência são obtidas pelo estimador “order-m” proposto por Cazals *et al* (2002). Trata-se de um estimador não paramétrico robusto a valores extremos e “outliers”. Baseia-se num conceito de função insumo mínima esperada (ou função produto máxima esperada). Os autores mostram que o estimador resultante é relacionado com o estimador FDH, mas não envolverá todos os dados. Definem também o parâmetro m , chamado de parâmetro “trimming”. Valores diferentes de m retornam diferentes medidas de eficiência. Segundo os autores, na prática, o pesquisador pode usar diferentes valores de m para melhor avaliar a performance de cada unidade produtiva. Wheelock e Wilson (2003) utilizam essa técnica, utilizando quatro valores de m , para analisar a eficiência dos bancos comerciais norte-americanos no período de 1984 a 2002. O trabalho também utiliza quatro valores para m , são arbitrariamente: 30, 60, 120 e 1200.

Assim definiremos m_{30} , m_{60} , m_{120} e m_{1200} como as medidas de eficiência “order- m ” utilizando os valores 30, 60, 120, 1200, respectivamente, para o parâmetro m .

Seguindo a abordagem da intermediação, que descreve o banco como uma firma que recolhe depósitos e produz empréstimos, o trabalho considera dois tipos de produtos e três tipos de insumos ao estimarmos as eficiências. Como produto utilizam-se as operações de crédito e os títulos e valores mobiliários registrados para cada banco, em cada período, no Plano Contábil das Instituições Financeiras (COSIF). Os insumos, seguindo a maior parte da literatura internacional, são: trabalho, capital físico e depósitos. Os gráficos 4.1-4.6 mostram a evolução das medidas de eficiências média juntamente com a estatística- H , nossa medida de competição.

Gráfico 4.1: Eficiências Médias (crste, vrste, scale) e Competição (estatística-h).

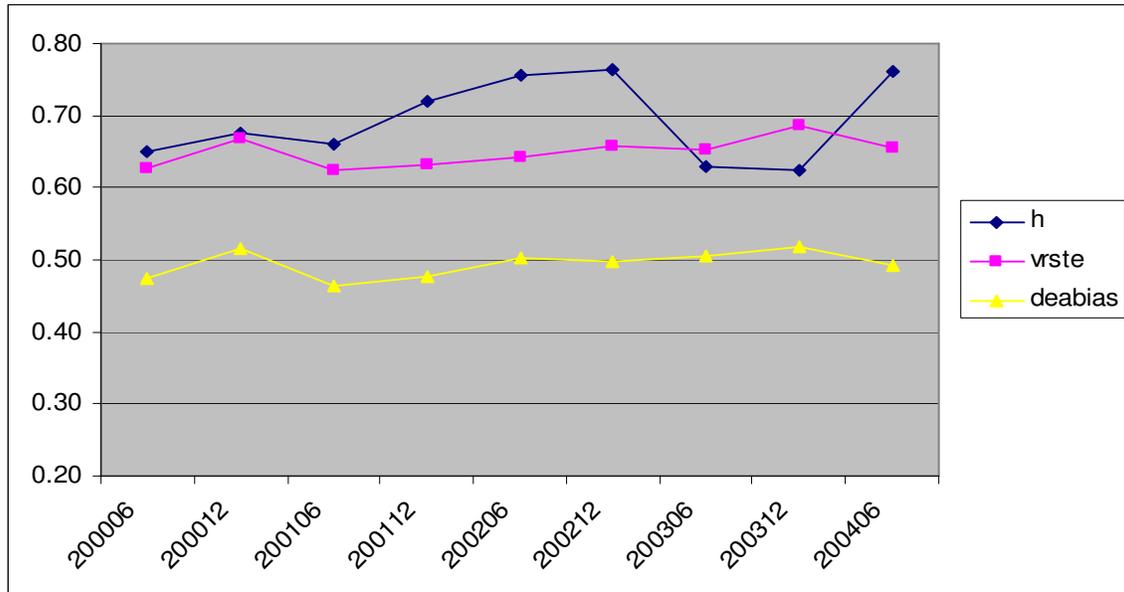


Fonte: Gráfico elaborado pelo autor a partir das variáveis estimadas

Percebe-se no gráfico 4.1 que a eficiência de escala tem comportamento médio inverso ao da medida $vrste$. Ainda, as curvas das variáveis $crste$ (eficiência DEA sob a hipótese de retornos constantes) e $vrste$ (eficiência DEA sob a hipótese de retornos variáveis) apresentam formato bastante similar, com valores maiores para $vrste$. Como se acredita que a hipótese de retornos constantes a escala é pouco razoável para o setor

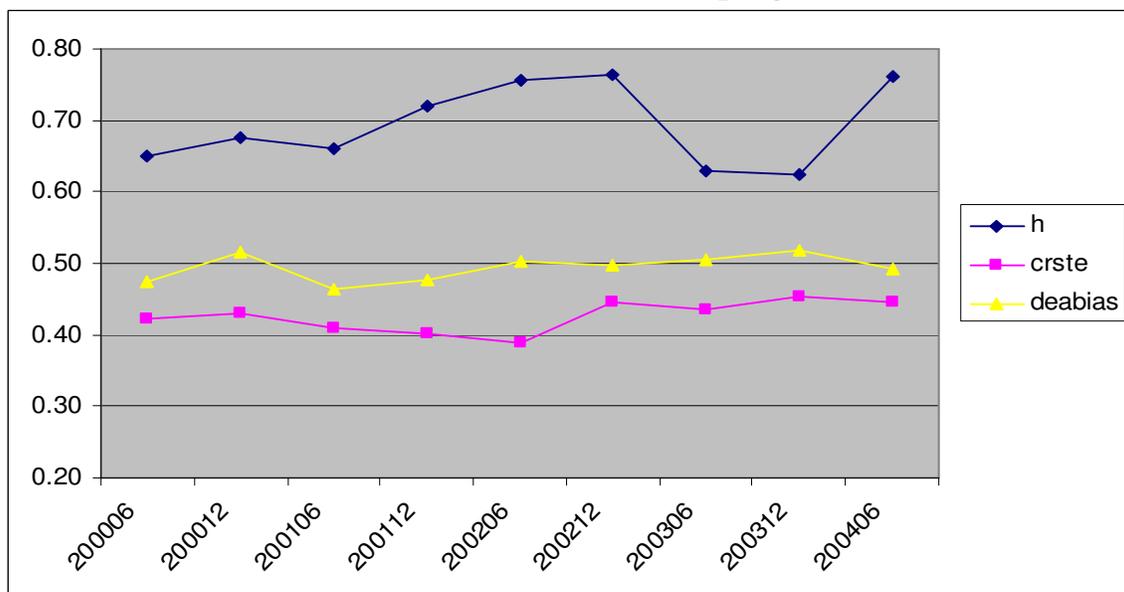
bancário, crste pode estar subestimando a eficiência bancária. Já no gráfico 4.2 percebe-se o formato idêntico entre a curva vrste e deabias, fato este natural uma vez que a medida deabias é igual a vrste subtraída de um viés.

Gráfico 4.2: Eficiências Médias (vrste, deabias) e Competição (estatística-h).



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor a partir das variáveis estimadas

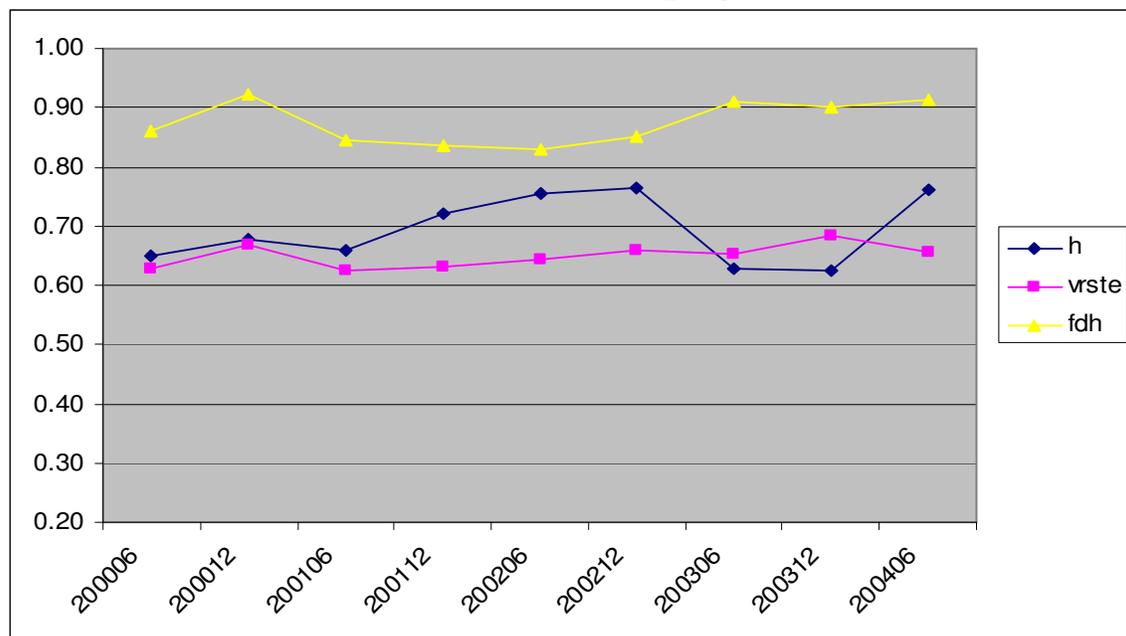
Gráfico 4.3: Eficiências Médias (crste, deabias) e Competição (estatística-h).



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor a partir das variáveis estimadas

No gráfico 4.3 percebe-se que a curva de abias (formada pelas médias das medidas que corrigem o viés de vrste, ou seja, considera retornos variáveis a escala) apresenta formato similar aos da curva crste (formada pelas médias das medidas crste, ou seja, considerando retornos constantes) nos semestres iniciais e finais da amostra. Percebe-se ainda que mesmo subtraindo o viés de vrste, a eficiência de abias ainda é superior a medida crste. Como não acreditamos na hipótese de retornos constantes de escala, podemos nos questionar se crste subestima a eficiência.

Gráfico 4.4: Eficiências Médias (vrste, fdh) e Competição (estatística-h).



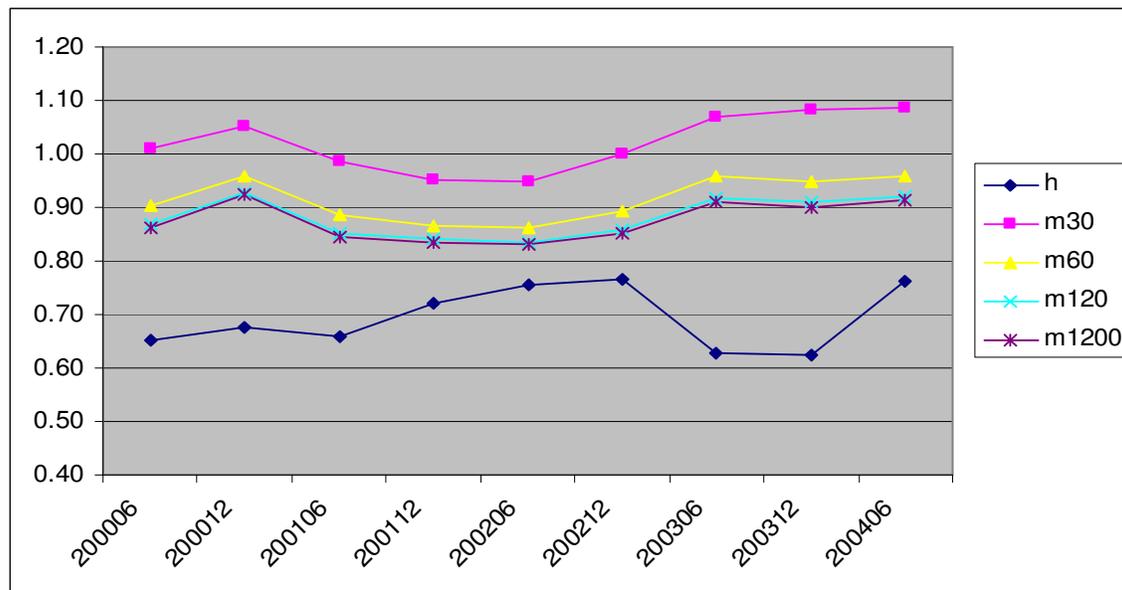
Fonte: Gráfico elaborado pelo autor a partir das variáveis estimadas

O gráfico 4.4 relaciona a medida de competição (estatística-H) com as medidas médias de eficiência vrste e fdh. Como o estimador FDH, que é igual ao estimador DEA sem a hipótese de convexidade, é sempre maior do que o estimador DEA, a curva fdh está acima da curva vrste. Nota-se o formato semelhante entre as duas.

As estimativas médias “order-m” usando os diferentes valores de m são apresentadas no gráfico 4.5. Percebe-se que os formatos das curvas são idênticos, com valores médios muito próximos nos casos de $m=60$, $m=120$ e $m=1200$. Por fim o gráfico

4.6 relaciona competição com as medidas m1200 e fdh. Percebe-se que, conforme descrito por Cazals *et al* (2002), para valores maiores de m , o estimador de “order- m ” se aproxima do estimador FDH²⁸.

Gráfico 4.5: Eficiências Médias (m30, m60, m120, m1200) e Competição (estatística-h)



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor a partir das variáveis estimadas

A não ser pelos semestres iniciais, onde as eficiências médias parecem caminhar juntas com a competição, é difícil identificar qualquer tendência ou padrão para o comportamento conjunto da eficiência com a competição. Por enquanto não se deve tirar qualquer conclusão sobre o relacionamento entre as duas características, deixando esta tarefa para o modelo de regressão que será apresentado no capítulo seguinte.

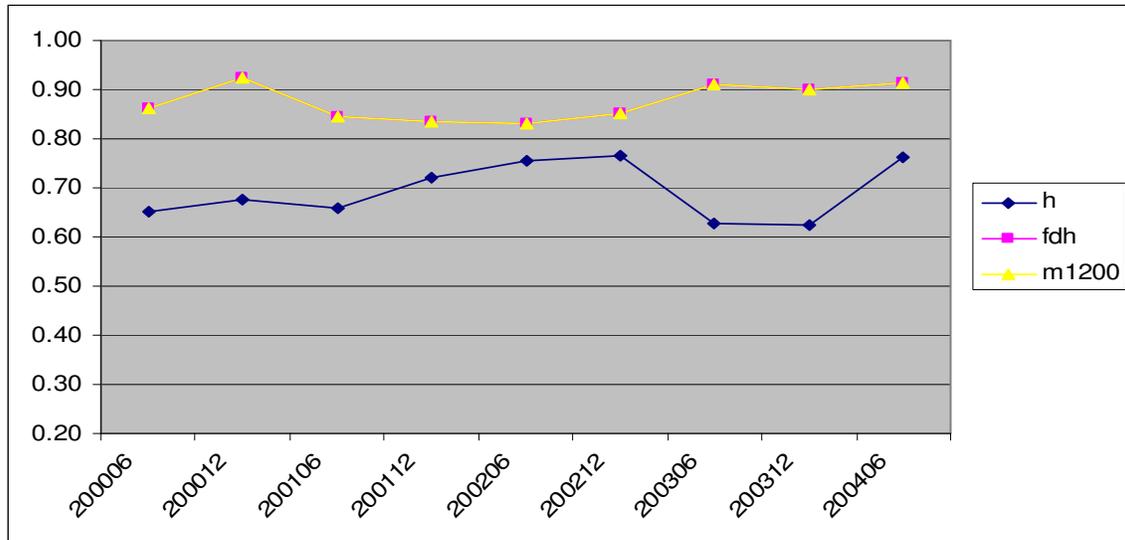
Por fim, o gráfico 4.7 relaciona a competição e a concentração da indústria bancária brasileira. A concentração é medida pelo Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)²⁹. Apesar da diferença na escala, é possível perceber uma tendência para o relacionamento inverso entre as duas variáveis³⁰.

²⁸ Para maiores detalhes consultar seção 2.4.6

²⁹ Ver Apêndice III

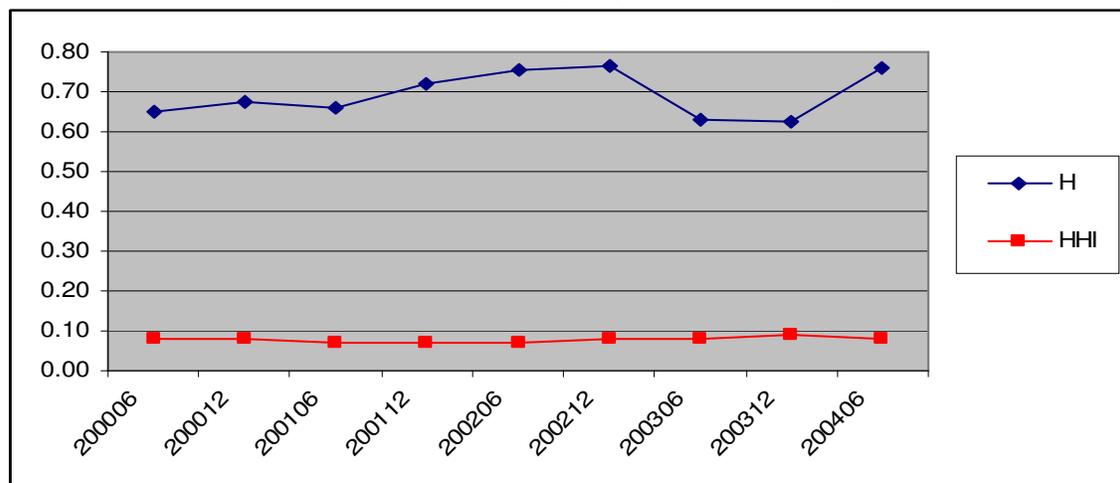
³⁰ Para uma discussão sobre a relação entre competição e concentração no sistema financeiro brasileiro consultar Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005).

Gráfico 4.6: Eficiências Médias (fdh, m1200) e Competição (estatística-h).



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor a partir das variáveis estimadas

Gráfico 4.7: Estrutura de Mercado – Competição e Concentração.



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor a partir das variáveis estimadas

CAPÍTULO V – REGRESSÕES

Este capítulo apresenta a metodologia econométrica do trabalho. A seção 5.1 apresenta o principal modelo de regressão utilizado para nos fornecer evidências empíricas sobre o relacionamento entre competição e eficiência. A seção 5.2 debate o problema da heterogeneidade não observada. A seção 5.3 discute a hipótese de exogeneidade estrita. A seção 5.4 apresenta as variáveis utilizadas no modelo empírico. A seção 5.5 debate a amostra. Por fim, a seção 5.6 apresenta modelos econométricos alternativos que buscam confirmar a robustez dos resultados.

5.1 –O Modelo de Regressão

Com o objetivo de analisar a relação entre competição e eficiência no setor bancário brasileiro, efetua-se a regressão da eficiência, encontrada através de métodos não-paramétricos, em um conjunto de variáveis incluindo a medida de competição. Desta forma, a variável dependente é a eficiência e a principal variável explicativa é a competição (estatística H).

Vários estudos recentes com o objetivo de explicar a competição bancária têm usado a estatística-H como uma medida de competição nas suas regressões (Weill, 2003). Como exemplo: Bikker e Groeneveld (2000), Bikker e Haaf (2002) e Jansen e de Haan (2003) analisam o impacto da concentração bancária na competição em países desenvolvidos; Claessens e Laeven (2003) testam a influência de várias variáveis sobre a competição no setor financeiro, entre elas a estrutura bancária, aspectos jurídicos e desenvolvimento econômico.

Incluem-se também algumas variáveis de controle com o objetivo de aumentar a robustez do relacionamento entre competição e eficiência, são elas: renda per capita (PIB), a razão de intermediação (W1), que corresponde ao total de empréstimos dividido pelo total de depósitos. A escolha destas variáveis foi baseada em sua influência sobre a eficiência

bancaria, anunciada por Dietsch e Lozano-Vivas (2000) e Cavallo e Rossi (2002). Seguindo Silva e Jorge Neto (2002), incluem-se ainda: logaritmo natural do valor total do ativo (W2), razão do capital próprio em relação aos depósitos totais (W3), razão dos empréstimos tomados em relação ao ativo total (W4). Incluem-se também variáveis *dummy*: (D1) com valor 1 se o banco é público; (D2) com valor 1 se o banco é de controle estrangeiro. O modelo de regressão é portanto:

$$EFC_{it} = f(COMP_t; PIB_t; W1_{it}; W2_{it}; W3_{it}; W4_{it}; D1_{it}; D2_{it}) \quad (1)$$

A variável EFC_{it} diz respeito à eficiência do banco i no período t ; a variável $COMP_t$ corresponde à estatística H e representa o grau de competição do mercado bancário brasileiro em cada um dos t períodos; a variável PIB_t corresponde ao PIB per capita no Brasil, para cada um dos 9 períodos. As variáveis W e D são variáveis que contém informações para cada banco, em cada semestre. O Quadro 5.1 apresenta de forma resumida as variáveis que serão utilizadas no modelo de regressão que pretende investigar a relação entre competição e eficiência.

Quadro 5.1: Descrição das variáveis.

Variável	Descrição
EFC	Medidas de eficiência
COMP	Competição medida através da estatística-H de Panzar-Rosse;
PIB	PIB per capita, semestral;
W1	Total de empréstimos dividido pelo total de depósitos;
W2	Logaritmo natural do valor total do ativo;
W3	Razão do capital próprio em relação ao ativo total;
W4	Razão dos empréstimos tomados em relação ao ativo total;
D1	Variável <i>dummy</i> : com valor 1 se o banco é público;
D2	Variável <i>dummy</i> : com valor 1 se o banco é de controle estrangeiro.

Trata-se de um modelo de dados em painel, o que permite efetuar uma análise usando informações sobre as unidades de corte (60 bancos) e ao longo do tempo (9 semestres). Porém, como provavelmente seremos contagiados pelo problema de variável omitida, temos outra forte motivação para usarmos dados em painel. O trabalho reconhece portanto a existência de elementos relevantes na explicação da eficiência e que não podem ser observados como por exemplo a qualidade gerencial de cada banco. Como é usual, assume-se que este componente não observado é constante ao longo do tempo. Como a variável dependente é limitada por construção entre 0 e 1, uma estimativa OLS nos forneceria resultados viesados e inconsistentes³¹. A pesquisa utiliza portanto um modelo Tobit para a regressão³².

Wooldridge (2002) apresenta um modelo Tobit que considera a presença de heterogeneidade não observada sob a hipótese de exogeneidade estrita. O modelo é:

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{se } y_{it}^* \leq 0 \\ x_{it}\beta + c_i + u_{it} & \text{se } 0 < y_{it}^* < 1 \\ 1 & \text{se } y_{it}^* \geq 1 \end{cases} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

$$u_{it} \mid x_{it}, c_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_u^2) \quad (3)$$

onde c_i é a heterogeneidade não observada. A hipótese (3) é uma hipótese de normalidade, mas também implica que x_{it} é estritamente exógeno condicionado a c_i . Uma vantagem de se introduzir o efeito não observado c_i é que podemos explicitamente permitir que este seja correlacionado com alguns elementos de x_{it} . Chamberlain (1980) permite esta correlação assumindo uma distribuição normal com esperança linear e variância constante. Ao invés

³¹ Para demonstração ver Wooldridge (2002), obra citada, pág. 524-525.

³² As variáveis “order-m” foram transformadas (linearmente) de forma que as eficiências fossem limitadas superiormente em 1.

de utilizarmos uma versão padrão de efeitos aleatórios, o trabalho considera o modelo mais geral de Chamberlain:

$$c_i | x_i \sim \text{Normal}(\psi + \bar{x}_i \varepsilon, \sigma_a^2) \quad (4)$$

onde \bar{x}_i é a média de x_{it} , $t=1,2,\dots,T$ e σ_a^2 é a variância de a_i na equação $c_i = \psi + \bar{x}_i \varepsilon + a_i$.

Ou seja, σ_a^2 é a variância condicional de c_i , que assume-se não depender de x_{it} . Sob as hipóteses (2) - (4) pode-se escrever:

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{se } y_{it}^* \leq 0 \\ \psi + x_{it} \beta + \bar{x}_i \varepsilon + a_i + u_{it} & \text{se } 0 < y_{it}^* < 1 \\ 1 & \text{se } y_{it}^* \geq 1 \end{cases} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

$$u_i | x_i, a_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_u^2) \quad (6)$$

$$a_i | x_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_a^2) \quad (7)$$

Assume-se ainda que $\{u_{it}\}$ são independentes.

Sob as hipóteses (5) – (7), tem-se o modelo Tobit de efeitos aleatórios mas com \bar{x}_i como um conjunto adicional de variáveis explicativas constantes ao longo do tempo aparecendo em cada período. Obtém-se \sqrt{N} estimativas consistentes de Ψ , β , ε , σ_u^2 e σ_a^2 . Pode-se testar a hipótese nula $H_0: \varepsilon = 0$ como um teste para o tradicional modelo Tobit de efeitos aleatórios. Neste modelo de variável dependente censurada nosso interesse

está na estimação de β , e assim, adicionando \bar{x}_i ao modelo Tobit de efeitos aleatórios resolve-se o problema da heterogeneidade não observada.³³

5.2 – A Heterogeneidade Não Observada

Trata-se de características (ou variáveis) que exercem influencia relevante sobre a variável dependente do modelo, mas que não podem ser incluídas na regressão pois não são observadas pelo economista. Portanto, esta situação pode ser comparada como um problema de variável omitida. Este problema surge quando se quer controlar uma regressão usando uma variável adicional para a qual não existe dados disponíveis. Suponha que o interesse está na esperança condicional $E(y | x, c)$. Se c não é observável, pode-se ainda estimar $E(y|x)$, porém, este termo não terá ligação com $E(y | x, c)$ quando c e x são correlacionados.

Um modelo que assume a forma aditiva para a variável omitida tem a seguinte forma:

$$E(y | x_1, \dots, x_k, c) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \gamma c \quad (8)$$

onde c é o fator omitido. Em particular, o interesse recai sobre β_j , que é o efeito parcial da variável x_j , mantendo constante as outras variáveis explicativas, incluindo o termo não observável c .

Sendo (8) um modelo estrutural, ele pode ser reescrito incluindo o termo de erro.

³³ Conforme apresentado, devemos acrescentar as variáveis de \bar{x}_i à expressão (1).

$$E(y | x_1, \dots, x_k, c) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \gamma c + u \quad (9)$$

$$E(v | x_1, \dots, x_k, c) = 0 \quad (10)$$

onde u é o erro estrutural. Como não se conhece c , podemos inseri-lo no termo de erro. Reescrevendo (9):

$$E(y | x_1, \dots, x_k, c) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + v \quad (11)$$

$$v = \gamma c + u \quad (12)$$

O erro v (equação 11) é constituído de duas partes. A equação (10) coloca a hipótese de que u tem média zero e que não é correlacionado com x_1, \dots, x_k, c . Porém, v só será não correlacionado com x_1, \dots, x_k se, e somente se, c for não correlacionado com cada um dos regressores x_1, \dots, x_k . Se c for correlacionado com algum regressor, então v também será correlacionado com este regressor. Neste caso tem-se o problema da endogeneidade.

Desta forma, cabe o questionamento se as variáveis explicativas escolhidas no trabalho exaurem as características que poderiam provocar influência relevante sobre as eficiências bancárias. A resposta é claramente não. Frei, Harker e Hunter (1997) sintetizaram 15 anos de estudos acadêmicos na área de economia, gerenciamento de serviços e gerenciamento de operações, com o objetivo de identificar os fatores que determinam a performance de instituições financeiras. A pesquisa foca a indústria bancária norte-americana, com uma amostra de 121 companhias proprietárias de bancos e outros 135 bancos de varejo, abrangendo desta forma 75% dos ativos totais da indústria, sendo conhecida como a pesquisa mais abrangente sobre a indústria bancária dos Estados Unidos. (Harker e Zenios, 2000). Segundo os autores, o Gerenciamento de Recursos Humanos (GRH), o alinhamento entre os subsistemas de GRH dentro da corporação e a

relação entre o GRH e os objetivos estratégicos do conglomerado são fatores relevantes na determinação das eficiências de instituições financeiras.

Como não se dispõe de dados que possam servir de variáveis *proxy* para a habilidade dos gestores bancários, ou a qualidade dos recursos humanos de cada banco, nossa regressão sofre do problema variável omitida, ou melhor, da presença de heterogeneidade não observada. Ainda, não seria razoável admitir que essas características (não observadas) sejam não correlacionadas com as variáveis explicativas do modelo. Ou seja, o trabalho considera que a habilidade dos gestores (ou a qualidade dos recursos humanos de cada banco) exerce influência sobre as decisões de empréstimos, o volume de depósitos, a composição e o estoque de capital, etc. de cada banco. Sendo assim, na busca de um modelo econométrico que se disponha a explicar a eficiência bancária, deve-se considerar uma estrutura que seja robusta ao problema da heterogeneidade não observada.

5.3 – A Hipótese de Exogeneidade Estrita

Para se usar o modelo descrito na seção 5.1 o trabalho lança mão da hipótese de exogeneidade das variáveis independentes. Tal hipótese está fundamentada no paradigma Estrutura-Performance (*Structure-Conduct-Performance*) proposto por Bain (1951). De acordo com este paradigma, a estrutura de mercado influencia o comportamento das firmas, e não o contrário. Assim, a firma individual não exerce influência sobre características do mercado. Desta forma, assume-se que a direção da causalidade corre do mercado (PIB e competição) para a firma (eficiência).

A hipótese de exogeneidade estrita não pode ser válida em modelos dinâmicos, com a variável dependente defasada como variável explicativa; ou em modelos de “feedback”, com uma variável explicativa (endógena) variando em função da variável dependente defasada. Não encontramos na literatura nenhuma evidência de que a eficiência corrente

possa depender da eficiência passada, nem de que a competição ou outra variável explicativa (PIB, W ou D) seja uma função da eficiência passada.

5.4 – Variáveis

O interesse principal está em conhecer o sinal do coeficiente estimado da variável COMP (estatística-H), que nos fornecerá a relação entre competição e eficiência no setor financeiro brasileiro. Podem-se fazer alguns comentários a priori sobre as variáveis de controle. Assim, apresentaremos os argumentos de Weill (2003) sobre as variáveis PIB e W1, e argumentos de Silva e Jorge Neto (2002) sobre as variáveis W2, W3, W4, D1 e D2.

Sobre a variável PIB (PIB per capita), espera-se que exerça uma influência positiva sobre a eficiência dos bancos uma vez que se espera que em períodos com maior renda per capita ocorre um acréscimo na demanda por serviços financeiros, ou seja, maior número de clientes consumindo produtos bancários.

Já da variável razão de intermediação, W1 (total de empréstimos dividido pelo total de depósitos), espera-se um impacto positivo sobre a eficiência, pois pode-se argumentar que, quanto maior esta razão, menor será a qualidade dos depósitos necessários para se realizar um empréstimo, e assim menor será o custo de produção de empréstimos.

A variável W2 (logaritmo natural do valor total do ativo) é incluída para controlar o viés de tamanho sobre a eficiência dos bancos. Silva e Jorge Neto (2002) argumentam que a influência do porte da firma sobre a eficiência pode se dar de duas formas. Positivamente, se o tamanho do banco implicar maior credibilidade e segurança, possibilitando a captação de recursos via menores taxas de juros. Ou negativamente, caso as grandes instituições percebam a possibilidade de obter ajuda das autoridades governamentais em situações de

dificuldade financeira, gerando uma maior atitude de risco e de descuido com relação à administração de suas operações³⁴.

A variável W3 (razão do capital próprio em relação ao ativo total) procura verificar o comportamento da eficiência dos bancos que financiam seus ativos com maior proporção de recursos próprios. A hipótese de risco moral sugere que firmas mais capitalizadas são, em geral, mais eficientes porque em caso de insolvência o ônus para os acionistas será maior.

Já W4 (razão dos empréstimos tomados em relação ao ativo total) tenta inferir o impacto de outras formas de captação de recursos sobre a eficiência. Os autores citam os recursos de programas especiais de crédito pelo governo federal destinados ao setor privado e administrado pelos bancos. Na posição de agente financeiro repassador espera-se que a maior parcela do risco das aplicações financiadas com estes recursos não seja inteiramente suportada pela instituição bancária em questão. Desse modo, o agente, no caso o banco, pode não se empenhar ao máximo na administração de tais recursos em carteira, o que reduziria o grau de eficiência. Tal comportamento tende a ser verificado sempre que o agente não incorrer em perdas quando os empréstimos não forem mais bem aplicados. De forma contrária a W3, a hipótese de risco moral sugere uma relação negativa com a eficiência.

As variáveis D1 (variável *dummy*: com valor 1 se o banco é público) e D2 (variável *dummy*: com valor 1 se o banco de controle estrangeiro) estão presentes para capturar o efeito da estrutura de propriedade e a forma organizacional do banco sobre a eficiência. Silva e Jorge Neto (2002) chamam a atenção para o fato de que um dos argumentos a favor da privatização dos bancos estatais é justamente a de que eles possuem baixa eficiência e para sobreviverem num ambiente extremamente competitivo geralmente necessitam de

³⁴ Para uma discussão sobre o socorro governamental ao sistema bancário consultar Gorton e Huang (2002).

socorro financeiro por parte do Tesouro Nacional, pago, em última instancia, pelos contribuintes. Por sua vez, a idéia de defender a abertura do mercado ao capital externo é a de que a entrada de bancos estrangeiros aumentará a competitividade e, possivelmente, a eficiência do setor.

O Quadro 5.2 resume os sinais esperados dos coeficientes que serão estimados em nosso modelo, possibilitando comparações com os reais valores encontrados.

Quadro 5.2: Sinais Esperados

Variável Explicativa do modelo	Sinal Esperado
COMP	+ ou -
PIB	+
W1	+
W2	+ ou -
W3	+
W4	-
D1	+ ou -
D2	+ ou -

A tabela 5.1 apresenta um sumário estatístico das variáveis de controle utilizadas na regressão que nos fornecerá a ligação entre competição e eficiência. Diversas medidas de eficiência foram usadas para se investigar o relacionamento entre competição e eficiência no setor bancário brasileiro.

Tabela 5.1: Sumário Estatístico das Variáveis de Controle.

Variável	Descrição	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
PIB	PIB semestral (mil)	826077269.83	96368699.88	686501320.47	987892144.08
W1	Empréstimos/ Depósitos	1.031856	1.814641	0.0000	16.8654
W2	Ln (Ativo Total)	15.14387	2.345468	0.0000	19.2477
W3	Capital Próprio/ Ativo Total	0.1478085	0.1294512	0.0000	0.9359
W4	Empréstimos/ Ativo Total	0.2843061	0.1969848	0.0000	0.9416
D1	Dummy p/ banco público	0.2425926	0.4290482	0.0000	1.0000
D2	Dummy p/ banco estrangeiro	0.2851852	0.4519212	0.0000	1.0000

Fonte: A tabela foi elaborada pelo autor a partir dos dados amostrais.

5.5 – Amostra.

A base de dados foi obtida junto ao Banco Central do Brasil, DINFO/DEFIN, Brasília – DISTRITO FEDERAL, com as observações extraídas do documento 4010, balancete de instituições no país, que integram o Plano Contábil das Instituições Financeiras (COSIF).

O conjunto de informações refere-se ao período de dezembro de 1995 a junho de 2004 e contém 264 bancos. Serão utilizados os 60 maiores bancos da amostra que possuem em seu quadro de empregados pelo menos um funcionário e que mantiveram depósitos positivos. Trata-se, portanto, de um painel balanceado.

Todas as informações estão discriminadas por semestre, por instituição bancária (Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica – CNPJ) e por conta do COSIF. Os valores de cada uma das observações estão em R\$ mil e, como prática usual na área bancária, foram

levados a valor de junho de 2004 pelo Índice Geral de Disponibilidade Interna – IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas – FGV.

A base de dados contém todas as informações necessárias para a obtenção das variáveis de competição (*COMP*) e de eficiência (*EFC*) descritas no capítulo IV, além da informação necessária para obtenção das variáveis *W* e *D* utilizadas na regressão que relaciona competição e eficiência. O PIB per capita foi obtido através de série disponibilizada pelo IPEA.

5.5.1 – Período da Análise

O período da análise se restringe aos nove últimos semestres da amostra completa, ou seja, de junho de 2000 a junho de 2004. O período anterior ao ano de 2000 não foi utilizado por se tratar de um momento repleto de ajustes no sistema financeiro nacional. Trata-se de um período de intensa evolução regulatória, repleto de medidas para enfrentar os efeitos da estabilização monetária. Vários eventos justificam a instabilidade deste período, entre eles:

- Em 1994: O Plano Real; A adoção das orientações do Acordo de Basiléia^{35,36}, instituindo limites mínimos de capital e patrimônio líquido para as instituições financeiras, com objetivo de enquadrar o mercado financeiro brasileiro aos padrões de solvência e liquidez internacionais definidos em julho de 1988³⁷.

³⁵ Um dos mais importantes marcos regulatórios financeiro. Realizado na Suíça, em 1988, contou com a participação dos Estados Unidos, do Japão e de países do Oeste Europeu. Tinha como objetivo estipular limites mínimos de capital para a composição dos passivos dos bancos.

³⁶ Basle Committee on Banking Supervision (1988)

³⁷ Para mais detalhes sobre a regulação da Basiléia consultar Araújo (2005).

- Em 1995: Criação do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER)³⁸, com o objetivo de assegurar a liquidez e solvência do Sistema Financeiro Nacional e resguardar os interesses dos depositantes e investidores; Criação do Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES)³⁹, com o objetivo de incentivar os Estados da Federação a reestruturar, privatizar, liquidar ou transformar seus bancos estaduais em agências de fomento; Criação do Fundo Garantidor de Créditos (FGC)⁴⁰, com o objetivo de dar cobertura a depósitos e outros direitos de até R\$ 20 mil por titular em cada instituição integrante do fundo que sofreu intervenção, liquidação extrajudicial ou falência.
- Em 1997: Criação do Sistema Central de Risco de Crédito⁴¹, com o objetivo de reduzir o risco de insolvência do sistema com a redução do grau de risco nos empréstimos concedidos a pessoas físicas e jurídicas; Alteração, pelo Banco Central do Brasil, da fórmula de cálculo do patrimônio líquido do Acordo de Basiléia, definindo uma parcela de exigência para risco e operações em swap⁴².
- Em 1998: foi determinado que as instituições financeiras apresentariam um sistema de controles internos junto ao Banco Central⁴³ para atender as sugestões do Acordo de Basiléia. Esse sistema deveria abranger aspectos contábeis, organizacionais, administrativos e operacionais. Configurava-se numa ferramenta de avaliação do risco operacional dos bancos.

³⁸ Resolução n°. 2.208 de 03/11/95.

³⁹ Medida Provisória n°. 1.556, Resolução CMN n°. 2.365/97 e Circular BC n°. 2.742/97.

⁴⁰ Resolução n°. 2.211 de 16/11/1995 e Circular BC n°. 2.928 de 09/09/1999.

⁴¹ Criação autorizada pelo CMN em 20/05/1997 e administração a cargo do Banco Central do Brasil.

⁴² Resolução n°. 2.399 de 25/06/1997.

⁴³ Resolução n°. 2.554/98.

- Em 1999: Limitação, pelo CMN⁴⁴, da exposição líquida dos bancos, tanto em recursos externos como em títulos públicos cambiais e posições nos mercados derivativos, a 60% do Patrimônio Líquido Ajustado.

5.6 – Modelos Alternativos

Para aumentar a robustez das conclusões e comparar os resultados do trabalho com a literatura internacional o trabalho utiliza mais dois modelos de regressão. Aqui, cada nova regressão relaciona a eficiência (todas as nove medidas) com outra variável de estrutura de mercado. São estas: a concentração e o risco. Desta, além do modelo (1), que relaciona competição e eficiência, estima-se dois modelos adicionais:

$$EFC_{it} = f(CONC_{it}; PIB_{it}; W1_{it}; W2_{it}; W3_{it}; W4_{it}; D1_{it}; D2_{it}) \quad (13)$$

$$EFC_{it} = f(BASIL_{it}; PIB_{it}; W1_{it}; W2_{it}; W3_{it}; W4_{it}; D1_{it}; D2_{it}) \quad (14)$$

O modelo (13) relaciona a eficiência de cada banco com o grau de concentração do mercado. Espera-se que o relacionamento entre concentração e eficiência seja o oposto do relacionamento obtido entre competição e eficiência. Já o modelo (14) fornece o impacto do risco associado a cada banco sobre sua eficiência. Para medir concentração foi utilizado o Índice de Herfindahl-Hirschman (CONC)⁴⁵ e como medida de risco foi utilizado o Índice de Basileia (BASIL)⁴⁶.

Alternativamente, todas as relações acima descritas foram novamente estimadas usando outras quatro metodologias econométricas: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), Estimação de Variável Instrumental (VI) e *Pooled* Tobit. A estimação VI surge em contraposição à hipótese de exogeneidade das variáveis explicativas dos modelos COMP (1) e CONC (13). Um dos problemas clássicos

⁴⁴ Resolução n°. 2.606/99.

⁴⁵ Maiores detalhes sobre a variável CONC na seção 6.2.

⁴⁶ Maiores detalhes sobre a variável BASIL nas seções 6.3 e 6.4.

da estimação VI é encontrar os instrumentos. Como variável instrumental utilizou-se o número de agências do sistema. Esta variável é correlacionada com a competição (coeficiente de correlação igual a 0.45) e não é correlacionada com o erro da regressão. Uma alternativa a esta variável seria usar a competição defasada (em um período) como instrumento. Porém, a correlação entre $COMP_t$ e $COMP_{t-1}$ é praticamente nula (0.09), sugerindo que a competição atual não é influenciada pela competição passada. O modelo (14), que envolve o relacionamento entre risco e competição, não foi estimado pela metodologia de variável instrumental.

CAPÍTULO VI – RESULTADOS

Este capítulo, além de apresentar os resultados dos modelos considerados no capítulo V, fornece uma explicação para a relação entre competição, concentração, risco e eficiência. A seção 6.1 apresenta o principal resultado do trabalho: o efeito da competição sobre a eficiência dos bancos brasileiros. A seção 6.2 trata da relação entre concentração e eficiência e corrobora os resultados encontrados na seção anterior. Na seção 6.3 discute-se a relação entre a competição e o risco. A seção 6.4 trata da relação entre risco e eficiência. Nesta seção discute-se o papel do capital financeiro nas firmas da indústria bancária, fornecendo uma explicação para a ligação encontrada entre risco e eficiência. Por fim, a seção 6.5 apresenta a relação entre as variáveis de controle e a eficiência.

6.1 – A Relação entre Competição e Eficiência.

Esta seção apresenta os resultados encontrados através da estimação dos modelos apresentados anteriormente. O interesse principal é o coeficiente estimado da variável COMP. Acreditamos que este parâmetro responderá o mais importante questionamento ao qual este trabalho pretende investigar: qual é a relação, se é que existe, entre competição e eficiência no setor bancário brasileiro? A Tabela 6.1 apresenta os resultados encontrados.

De um modo geral, percebe-se um relacionamento negativo entre competição e eficiência (todos os coeficientes estimados foram negativos). As regressões utilizando crste como variável dependente (eficiência medida pelo modelo CRS DEA) não apresentaram coeficientes estatisticamente significantes. Porém, este resultado não é surpreendente uma vez que não se acredita na hipótese de retornos constantes de escala, hipótese esta intrínseca a estimação da variável dependente crste. Ou seja, se houver relação entre eficiência e competição, esta deve ser visualizada quando se usa uma medida de eficiência mais coerente com o que se acredita ser a realidade: retornos variáveis de escala. Sendo assim, devemos voltar a atenção para os resultados dos modelos vrste.

Como já ressaltado, devido a diversos fatores, como por exemplo, competição imperfeita ou restrições orçamentárias, os bancos podem não estar operando em escala ótima⁴⁷. Desta forma, deve-se também medir eficiência sob a hipótese de retornos variáveis de escala. Observa-se porém, da mesma forma que nos modelos crste, uma relação negativa e não significativa entre competição e eficiência. Resultados semelhantes são fornecidos pelos modelos scale (eficiência de escala) e deabias (variável fornecida pelo estimador de Simar e Wilson (2000b)). Contudo, o coeficiente do modelo deabias estimado por MQG é negativo e significativo. Até aqui, apesar de todos os coeficientes assumirem valores negativos, dos 20 coeficientes (de competição) estimados, apenas um apresentara significância estatística.

Dando continuidade a análise, chama-se atenção para os resultados referentes aos modelos econométricos que usam como variável dependente a eficiência “fdh”. Percebe-se agora uma relação negativa e significativa entre competição e eficiência em 3 modelos econométricos.

Corroborando estes resultados, dos 20 modelos que utilizam as variáveis dependentes provenientes do estimador “order-m” (modelo Cazals *et al* (2002)), 9 demonstram uma relação negativa e significativa entre competição e eficiência. Vale destacar que, tanto em magnitude quanto em nível de significância, os coeficientes estimados de COMP nas regressões de fdh e m1200 são iguais. Isto não é surpresa uma vez que o estimador “order-m” converge para o estimador FDH quando m vai para o infinito.

⁴⁷ A seção 6.4.1 fornece uma explicação para este fato.

Tabela 6.1: O Impacto da Competição sobre a Eficiência.

COMP \ EFC	MQO	MQG	VI	<i>Pooled</i> Tobit	Tobit de Efeitos Aleatórios
crste	-0.157064 (0.489)	-0.068012 (0.163)	-0.243927 (0.342)	-0.165252 (0.528)	-0.115068 (0.318)
vrste	-0.090755 (0.701)	-0.152056 (0.244)	-0.138773 (0.603)	-0.165837 (0.630)	-0.119108 (0.482)
scale	-0.178881 (0.409)	-0.029450 (0.761)	-0.263073 (0.298)	-0.186556 (0.455)	-0.192522 (0.131)
deabias	-0.071054 (0.676)	-0.171228 (0.038)	-0.116900 (0.543)	-0.071083 (0.674)	-0.068926 (0.461)
fdh	-0.288164 (0.106)	-0.031097 (0.086)	-0.387381 (0.055)	-0.838321 (0.123)	-0.797591 (0.037)
m30	-0.410811 (0.083)	-0.006774 (0.745)	-0.545699 (0.042)	-0.113742 (0.385)	-0.108893 (0.231)
m60	-0.326264 (0.091)	-0.008206 (0.580)	-0.438069 (0.045)	-0.134177 (0.374)	-0.125536 (0.250)
m120	-0.292626 (0.105)	-0.025184 (0.145)	-0.395201 (0.053)	-0.269685 (0.110)	-0.254958 (0.035)
m1200	-0.288164 (0.106)	-0.031097 (0.086)	-0.387381 (0.055)	-0.838321 (0.123)	-0.828030 (0.028)

P-Valor entre parênteses.

De um modo geral, percebe-se sempre uma relação negativa entre competição e eficiência. Curiosamente, esta relação não é estatisticamente significativa nas medidas DEA, tanto quando usadas eficiências provenientes de modelos determinísticos (modelo CCR DEA e modelo BCC DEA) quanto estocástico (modelo Simar e Wilson (2000b)); e é, em geral, estatisticamente significativa nos modelos onde não se utiliza a hipótese de convexidade para a estimação das eficiências, sejam eles determinísticos (modelo FDH) ou estocásticos (modelo Cazals *et al* (2002)). Percebe-se, na tabela 6.1, que dos primeiros 20

coeficientes apresentados, apenas um é estatisticamente significativo. Estes 20 resultados foram obtidos utilizando medidas DEA (que assumem convexidade) de eficiência. Dos coeficientes seguintes, 9 são estatisticamente significantes. Este resultado sugere que a imposição de convexidade pode fornecer medidas que subestimam significativamente as eficiências e deterioram a relação com a competição. Das 540 observações, tem-se 384 firmas eficientes quando se utiliza o modelo FDH e apenas 187 firmas eficientes quando se utiliza o modelo BCC DEA. Como a única diferença entre estes dois modelos é a hipótese de convexidade, pode-se dizer que esta hipótese é responsável pela ineficiência de 197 firmas, o que é um valor substancialmente alto e que, como observado, pode prejudicar a investigação dos efeitos da competição sobre a eficiência.

6.2 – A Relação entre Concentração e Eficiência.

O sistema bancário brasileiro enfrentou grandes transformações com o lançamento do Plano Real, em julho de 1994⁴⁸. O novo ambiente de estabilização macroeconômica motivou as autoridades a elevarem o poder de fiscalização do Banco Central, possibilitando uma atuação mais preventiva. Neste sentido, pode-se mencionar a exigência do capital mínimo para implantação de um banco estrangeiro ser o dobro do banco nacional (Araújo *et al*, 2005)

Com a cautela das autoridades monetárias em manter a estabilidade, observa-se a intensa entrada dos bancos estrangeiros a partir de 1995, motivada também pela escassez de capitais nacionais. Esse movimento teve reflexos na estrutura de mercado, com muitos bancos sofrendo liquidação, fusão ou incorporação por bancos nacionais ou estrangeiros (ver Quadro 3.1, seção 3.2). O Quadro 3.1 sugere que ocorreu um movimento de concentração do mercado uma vez que houve uma redução na quantidade de unidades. Assim, outra informação relevante para se analisar a estrutura de mercado dos bancos é o grau de concentração.

⁴⁸ Consultar Capítulo III.

Em decorrência do processo de liquidação, fusão e incorporação ocorrida entre os bancos brasileiros, torna-se importante avaliar o efeito do grau de concentração da indústria bancária sobre a eficiência dos bancos brasileiros, indo além do debate envolvendo competição e eficiência. Desta forma, investiga-se também a robustez de nossos resultados através de uma medida de concentração.

Para mensurar o grau de concentração optou-se por uma das mais utilizadas medidas, denominada por Índice de Herfindahl-Hirschman⁴⁹ (HHI)⁵⁰, que inclusive serve como um *benchmark* para a avaliação de outros índices de concentração. Efetua-se, portanto, mais uma rodada de análise, novamente com 45 regressões, que se diferenciam mais uma vez por: (i) variável dependente (as nove diferentes medidas de eficiência); (ii) os cinco modelos de regressão utilizados. Os resultados encontrados com respeito ao impacto da concentração sobre a eficiência (ou seja, os coeficientes de CONC) estão apresentados na Tabela 6.2.

Conclui-se em favor de uma relação positiva entre concentração e eficiência. Entre as 45 regressões, nenhuma apresentou sinal negativo e significativo. Percebe-se no entanto 31 coeficientes positivos e significantes.

Tal resultado corrobora as conclusões anteriores com respeito ao efeito da competição sobre a eficiência. Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) analisaram a competição (medida pela estatística-H) e a concentração (medida pelos índices HHI, CR₃, CR₅, CR₁₀, HTI, HKI e Theil) no mercado bancário brasileiro e concluíram que as duas variáveis variam inversamente: maior competição implica em menor concentração.

⁴⁹ Foi usada uma ponderação pelo ativo.

⁵⁰ O Apêndice III apresenta a metodologia de cálculo do HHI.

Tabela 6.2: O Impacto da Concentração sobre a Eficiência.

CONC EFC	MQO	MQG	VI	<i>Pooled</i> Tobit	Tobit de Efeitos Aleatórios
crste	4.301487 (0.029)	3.316228 (0.000)	4.764931 (0.028)	3.961879 (0.082)	2.070797 (0.044)
vrste	4.494807 (0.028)	3.645463 (0.002)	4.881021 (0.030)	5.368258 (0.075)	2.340839 (0.114)
scale	1.468118 (0.435)	0.278582 (0.744)	1.605160 (0.454)	1.313056 (0.546)	0.885858 (0.415)
deabias	3.300854 (0.025)	3.230096 (0.000)	3.522044 (0.030)	3.301182 (0.024)	1.585780 (0.047)
fdh	4.827711 (0.002)	0.489134 (0.019)	5.282150 (0.002)	15.77616 (0.001)	8.604813 (0.014)
m30	5.368607 (0.009)	0.378212 (0.108)	5.911918 (0.009)	-0.607794 (0.594)	-1.166726 (0.145)
m60	4.725585 (0.005)	0.191890 (0.307)	5.199520 (0.005)	0.384670 (0.770)	-0.552383 (0.569)
m120	4.785609 (0.002)	0.433908 (0.033)	5.244161 (0.002)	2.394729 (0.103)	0.872997 (0.422)
m1200	4.827711 (0.002)	0.489134 (0.019)	5.282150 (0.002)	15.77616 (0.001)	8.787474 (0.015)

P-Valor entre parênteses.

6.3 – A Relação entre Competição e Risco.

Indo mais além, o trabalho busca outras razões que justifiquem um relacionamento negativo entre competição e eficiência. Para Weill (2003), um aumento na competição bancária pode enfraquecer a estabilidade financeira devido à existência de forte interdependência entre as instituições financeiras, principalmente devido a depósitos e

empréstimos interbancários. Além disso, uma competição elevada pode incitar os bancos a assumirem excessivos riscos ao concederem empréstimos, o que resultaria em uma maior probabilidade de falência. (Besanko e Thakor, 1993).

Allen e Gale (2000a) mostraram que o elevado potencial de substituição de ativos (risk-shifiting) existente no sistema bancário dimensiona a exposição ao risco desse mercado. Como um elevado grau de competição reduz os lucros dos gerentes ou dos acionistas (ou de ambos), eles irão buscar uma posição mais arriscada. Padoa-Schioppa (2001) mostrou que os bancos com lucro de monopólio tendem a ser relativamente mais conservadores, assumindo uma menor tomada de risco.

O relacionamento entre risco e competição também foi estudado por Araújo (2005). O autor analisou o sistema financeiro brasileiro no período de jun/1999 a jun/2004. Foi utilizada a estatística-H como medida de competição e o índice de Basiléia como medida de risco. Afirma que os mecanismos utilizados pelas autoridades brasileiras para estabilizar os sistema financeiro, como a adoção do Índice de Basiléia e a facilidade à entrada de bancos estrangeiros, não mudaram a conclusão do modelo de Bolt & Tieman (2004) quando aplicado no mercado bancário no Brasil, ou seja, o maior grau de competição implica em maior tomada de riscos.

6.4 – A Relação entre Risco e Eficiência.

Partindo do cenário desenhado acima, ou seja, uma relação positiva entre competição e risco no sistema bancário (quanto maior o nível de competição do mercado, maior será o nível de risco), surge à motivação de se investigar qual seria o efeito do risco sobre a eficiência das instituições financeiras. Desta forma, realiza-se outra rodada de regressões, substituindo a variável de competição (estatística-H) por uma variável de risco.

Tabela 6.3: O Impacto do Risco sobre a Eficiência.

BASIL EFC	MQO	MQG	VI	<i>Pooled</i> Tobit	Tobit de Efeitos Aleatórios
crste	0.032185 (0.689)	0.130159 (0.000)	–	0.040761 (0.652)	-0.128394 (0.004)
vrste	0.236061 (0.005)	0.181998 (0.016)	–	0.262768 (0.020)	0.097399 (0.100)
scale	-0.308675 (0.000)	-0.258488 (0.003)	–	-0.306939 (0.000)	-0.297488 (0.000)
deabias	0.197499 (0.001)	0.148636 (0.021)	–	0.197512 (0.001)	0.094376 (0.011)
fdh	0.232305 (0.000)	0.116681 (0.064)	–	0.435487 (0.010)	0.088078 (0.457)
m30	0.359453 (0.000)	0.207723 (0.007)	–	0.236984 (0.000)	0.113499 (0.003)
m60	0.280187 (0.000)	0.166622 (0.020)	–	0.257788 (0.000)	0.149522 (0.001)
m120	0.244421 (0.000)	0.130307 (0.047)	–	0.255880 (0.000)	0.146595 (0.006)
m1200	0.232305 (0.000)	0.116681 (0.064)	–	0.435487 (0.010)	0.088078 (0.457)

P-Valor entre parênteses.

Como em Araújo (2005), utiliza-se o indicador de risco brasileiro conhecido como Índice de Basileia⁵¹. Este indicador é utilizado porque ele padroniza a apuração dos riscos nos bancos através de uma exigência de capital para risco de crédito, de crédito em swap, cambial e de taxa de juros. Os resultados estão disponíveis na Tabela 6.3.

⁵¹ Para uma discussão detalhada sobre risco bancário (brasileiro) consultar Araújo (2005).

Conclui-se em favor de uma relação negativa entre risco e eficiência⁵². Percebe-se que dos 36 coeficientes estimados de BASIL⁵³, 27 apresentam valor positivo e significativo. Cabe ressaltar que todos os coeficientes do modelo scale apresentaram valor negativo e significativo, o que sugere uma relação positiva entre risco e eficiência de escala. Este é um fato intrigante que merece ser investigado futuramente.

Outros autores dão suporte a uma relação negativa entre risco e eficiência. Berger e De Young (1995) examinam o relacionamento entre empréstimos problemáticos, que é uma medida de ativo de risco, e custo eficiência usando um teste de causalidade de Granger. Os autores concluem que empréstimos problemáticos (risco) precedem uma redução na eficiência e que eficiência precede uma redução dos empréstimos problemáticos. Kwan e Eisenbeis (1997) analisam o risco e a eficiência do sistema bancário norte-americano no período de 1986 a 1995. Propõem um modelo que permite que as firmas troquem ou reforcem um tipo de risco bancário pro outro e encontram um efeito negativo entre risco e eficiência. Os autores afirmam que este resultado confirma a hipótese de risco moral (*moral hazard*) de que bancos com performances ruins são mais vulneráveis a tomada de risco do que organizações bancárias de alta performance. Mester (1993, 1996), para bancos americanos, e Girardone, Molyneux e Gardener (2004), para bancos italianos, chegam em resultados semelhantes. Afirmam que as ineficiências parecem estar inversamente correlacionadas com o volume de capital, e positivamente correlacionada com o volume de empréstimos problemáticos. Laeven (1999) estimou as eficiências dos bancos comerciais do Leste Asiático no período de 1992-96. O autor defende que uma visão completa da performance dos bancos deve levar em consideração fatores de risco. Afirmam que o melhor banco não é o mais eficiente produtor de empréstimos e sim o que possui uma alta eficiência com uma baixa tomada de risco. Para Hughes e Mester (1998), bancos são firmas que operam de maneira particular em um mercado financeiro com informação assimétrica e presença de risco de insolvência. Os autores estudaram o relacionamento entre o custo e o capital para indústria bancária norte-americana, numa amostra de 286 bancos, no período

⁵² O coeficiente estimado positivo da variável BASIL significa um relacionamento negativo entre risco e eficiência, uma vez que quanto maior é o Índice de Basiléia de um banco, menor é o risco associado a este.

⁵³ Este modelo não foi estimado pelo método de variável instrumental.

de 1989 e 1990. Encontraram evidências de que os bancos não são simples minimizadores de custo, podendo trocar custos maiores por riscos menores. Ainda, os gerentes bancários são aversos ao risco e usam o volume de capital para sinalizar ao mercado sua tomada de risco. Para um dado nível de produto, os gerentes podem aumentar o nível de capital para controlar o risco. Tal comportamento sugere uma relação inversa entre risco e eficiência.

6.4.1 – Gerenciamento do Risco e Sinalização.

Para melhor entendimento do relacionamento entre eficiência e risco, é preciso conhecer o funcionamento do gerenciamento do risco e da sinalização na atividade bancária. Ou melhor, faz-se necessário investigar o papel do capital, que não funciona apenas como insumo de produção, na atividade produtiva dos bancos.

A função de um banco é produzir ativos seguros e de liquidez para que seus clientes (depositantes) possam efetuar seus pagamentos. A assimetria de informação incentiva os depositantes, não garantidos, a monitorarem a qualidade de seus ativos. Portanto, é importante que o portfólio de empréstimos do banco demonstre alta qualidade aos depositantes, uma vez que o risco de crédito só é conhecido pelo banco.

O risco de crédito e o risco de liquidez dão forma à tecnologia dos bancos e definem o papel do capital financeiro de prevenir episódios de instabilidade financeira. Assim, o capital financeiro não é apenas uma fonte de empréstimos, é também um colchão para perdas em empréstimos e, desta forma, protege o banco da ameaça de insolvência (Hughes e Mester, 1998).

Na atividade bancária, maior tamanho implica num maior potencial de diversificação e, conseqüentemente, menor risco e redução do custo de gerenciamento do risco (Diamond, 1984). Porém, para Hughes e Mester (1998), bancos maiores e mais diversificados podem explorar o menor custo marginal do risco, oriundo da maior escala, assumindo maiores riscos.

Dada a escala de um banco e seu inerente nível de qualidade dos ativos, um aumento no capital financeiro reduz a probabilidade de falência e fornece um incentivo de se alocar recursos adicionais no gerenciamento do risco. Como o capital financeiro constitui a própria aposta do banco no seu gerenciamento de risco, ele conduz um sinal confiável aos clientes sobre a segurança de seus depósitos.⁵⁴ Assim, maiores níveis de capitalização, dada a escala do banco e a qualidade dos ativos, sinalizam maior segurança para os depositantes e, assim, reduz a probabilidade de crises de liquidez. (Hughes e Mester, 1998).

Considerando o papel do capital como um sinalizador de risco, a diversificação também reduz o custo da sinalização uma vez que diminui o custo de proteger o capital. Adicionalmente, estes fatores (a escala e o grau de diversificação do banco) reduzem o nível de sinal exigido pois são conhecidos.

Desta forma, Hughes e Mester (1998) argumentam que, dado o papel que o capital desempenha na atividade produtiva financeira, não existe razão para se assumir que o nível de capital que minimiza o custo seja igual ao nível de capital apropriado para a formação do colchão de risco, ou seja, o nível de capital de sinalização. Neste caso, para gerentes aversos ao risco, o banco pode escolher um nível de capital que reduz o risco mas aumenta os custos, trocando lucro por redução de risco. A partir desta formulação, a demanda por capitalização maximizadora da utilidade não é necessariamente aquela que minimiza custo.

Sob a luz dos argumentos descritos, onde gerentes aversos ao risco usam o nível de capital para sinalizar ao mercado que possuem uma reserva contra incerteza, entende-se um relacionamento negativo entre risco e eficiência na indústria bancária. Para um dado vetor de produtos, o banco (firma) pode aumentar o nível de capital financeiro (insumo) para controlar o risco, e ainda, níveis adicionais de capital físico e trabalho podem ser utilizados

⁵⁴ Para mais detalhes sobre o papel da estrutura de capital na sinalização consultar: Ross (1977) e Leland e Pyle (1977).

para melhorar o gerenciamento do risco e preservar o capital. Desta forma, os bancos, por serem firmas que operam num ambiente de incerteza e estão sujeitos a crises financeiras, podem utilizar uma quantidade maior de capital que utilizariam caso não houvesse a presença de risco. Assim, a presença do risco sugere que os bancos podem realizar gastos improdutivos, utilizem mais insumos, sem contrapartida no aumento da produção, o que implica em ineficiência.

6.5 – A Relação entre as Variáveis de Controle e a Eficiência.

A análise do impacto das variáveis de controle sobre a eficiência é realizada através do principal modelo da pesquisa: o modelo Tobit de efeitos aleatórios (incluindo \bar{x}_i como um conjunto adicional de variáveis explicativas constantes ao longo do tempo), conforme descrito na seção 5.1. Os resultados estão expostos nos Apêndices IV, V e VI.

Com relação a W1 (total de empréstimos dividido pelo total de depósitos), esta apresenta parâmetro com o sinal esperado, positivo e significativo, em todas as regressões⁵⁵, ou seja, nas 9 regressões que incluem a variável COMP como variável de mercado, nas 9 regressões que incluem CONC, e também nas 9 regressões que incluem BASIL. Argumenta-se assim que, quanto maior W1, menor será a qualidade dos depósitos necessários para se realizar um empréstimo, e assim menor será o custo de produção de empréstimos, e maior será a eficiência.

A variável W2 (logaritmo natural do valor total do ativo) apresenta relação (com a eficiência) negativa e estatisticamente significativa em 24 regressões (não significativa em vrste (concentração); vrste (risco); deabias (risco)). Portanto, conclui-se que bancos grandes podem ser menos cuidadosos, gerando uma maior atitude de risco, uma vez que podem perceber que em situações de dificuldades financeiras, estes têm mais possibilidades de socorro financeiro do que instituições pequenas, contando muitas vezes inclusive com o

⁵⁵ Modelos (1), (13) e (14).

auxílio das autoridades governamentais. Alternativamente, bancos grandes podem ter maiores dificuldades de gerenciamento devido ao tamanho de sua estrutura. Desta forma, a pesquisa conclui que os maiores bancos são menos eficientes. O Apêndice IX mostra resultados que confirmam esta conclusão. Entre as quarenta maiores eficiências da pesquisa, observa-se a predominância de bancos de menor porte. Este resultado não contradiz a relação positiva, anteriormente discutida, entre concentração e eficiência. A aparente contradição viria do fato de que uma maior concentração traria benefícios ao sistema bancário (dado o efeito positivo com a eficiência) e, paralelamente, da conclusão encontrada de que bancos grandes são menos eficientes. Ou seja, no caso extremo da existência de um mercado bancário monopolizado por apenas um banco (muito grande), o resultado de W2 poderia parecer contraditório uma vez que existem argumentos a favor e contra a concentração. Porém, não existem garantias de que a influência da concentração sobre a eficiência seja a mesma para outro nível de concentração (como por exemplo o caso extremo da existência de apenas um grande banco, ou seja, um mercado muito concentrado). O trabalho sugere, portanto, um comportamento não linear da concentração em relação ao nível de eficiência: uma concentração muito alta pode ter um efeito negativo sobre a eficiência bancária, uma vez que o coeficiente estimado da variável W2 é negativo e significativo.

Com relação a W3 (razão do capital próprio em relação ao ativo total), esta apresenta resultados insignificantes. Apenas 4 regressões apresentaram coeficiente estatisticamente significativo (positivos). São estas: regressão de crste nos modelos com COMP, CONC e BASIL; e a regressão de scale no modelo BASIL. Aparentemente, o efeito do patrimônio líquido do banco em aumentar a sua eficiência está condicionado à hipótese de que os bancos operam com tecnologia de retornos constantes de escala. Como não se acredita que esta hipótese seja plausível, os resultados não são confiáveis.

Já a variável W4 (razão dos empréstimos tomados em relação ao ativo total) apresentou o sinal esperado (negativo) em 13 regressões das 15 com coeficiente

significante. As 2 regressões que apresentaram coeficiente com valor positivo e significativo foram os modelos de abias (COMP e BASIL). Este resultado sugere que os bancos podem assumir uma postura diferente, talvez mais arriscada, quando os recursos são provenientes de terceiros. Este resultado está de acordo com as relações encontradas anteriormente: posições mais arriscadas podem gerar ineficiência.

Outro importante questionamento ao qual a pesquisa pretende responder diz respeito ao impacto dos bancos públicos sobre a eficiência. Os gráficos 3.6 e 3.7 (seção 3.5) sugerem que, no período de análise, o aumento da competição bancária pode ter ocasionado a observada redução na fatia de mercado dos bancos públicos, absorvida pelos bancos privados (nacionais ou estrangeiros)⁵⁶. O coeficiente da variável D1 (*dummy* para banco público) captura este efeito. Em todas as regressões que apresentaram coeficientes estatisticamente significantes (14 regressões) os valores são negativos. Tal resultado sugere que os bancos públicos realmente são menos eficientes, e dá suporte ao argumento da privatização: bancos ineficientes, em ambientes competitivos, podem necessitar de socorro financeiro por parte do Tesouro Nacional, pago, em última instância, pelos contribuintes. O Apêndice X mostra a relação das quarenta piores eficiências da amostra. Observa-se a presença de vários bancos públicos (estaduais), indicando mais uma vez que estes são os menos eficientes.

Um resultado que pode ser considerado surpreendente é o efeito encontrado dos bancos estrangeiros sobre a eficiência. Todos os coeficientes significativos (19 no total), com exceção de um (regressão de fdh no modelo que inclui COMP) apresentaram sinais negativos, o que sugere que os bancos estrangeiros não contribuem para o aumento da eficiência, derrubando um dos principais argumentos que defendem a abertura financeira.

⁵⁶ A redução da participação dos bancos públicos no mercado de crédito pode também ser entendida através da concentração, uma vez que o número de bancos governamentais reduziu e o número de bancos estrangeiros aumentou (consultar seção 3.2).

A variável PIB apresentou poucos coeficientes estatisticamente significantes (apenas 8) e com sinais conflitantes (5 positivos e 3 negativos). As estimativas não permitem conclusões com respeito ao efeito do nível de renda sobre as eficiências bancárias. Na verdade, o PIB provavelmente exerce pouca (ou nenhuma) influência sobre a eficiência.

CONCLUSÃO

Este trabalho fornece evidências com respeito ao relacionamento entre competição e eficiência no setor bancário brasileiro no período de jun/2000 a jun/2004. A competição é medida através de um modelo vastamente empregado em trabalhos com dados financeiros: o modelo de Panzar-Rosse. Para medir eficiência o trabalho usa metodologias não paramétricas com o objetivo de reduzir a quantidade de estrutura imposta ao modelo. Obtém-se assim a vantagem de não precisar especificar a forma da tecnologia no setor bancário (função de produção).

Nove medidas diferentes de eficiência técnica foram elaboradas para cada banco. A metodologia não paramétrica (determinístico) DEA nos forneceu três medidas: crste (eficiência sob a hipótese de retornos constantes de escala), vrste (eficiência sob a hipótese de retornos variáveis de escala) e scale (eficiência de escala). Simar e Wilson (2000b) desenvolveram uma metodologia de “bootstrap” que é usada para estimar intervalos de confiança para as funções distância (orientadas pelo insumo ou produto) de Shephard (1970). Este modelo nos fornece uma estimativa da eficiência, com uma correção de viés, obtida através da subtração da estimativa do viés de “bootstrap” da função distancia original de Shephard. Outra metodologia não paramétrica de *data envelopment analysis* (que assume livre descarte mas não precisa da hipótese de convexidade) foi utilizada. Trata-se do modelo FDH. Por fim, o estimador “order-m” de Cazals *et al* (2002) nos fornece mais quatro medidas de eficiência, uma para cada valor do parâmetro m (para m , $m=60$, $m=120$ e $m=1200$).

Após diversas regressões (uma para cada medida de eficiência e modelo econométrico), o trabalho conclui em favor de uma relação negativa entre competição e eficiência técnica. Apesar da conclusão em favor de uma relação negativa, que pode parecer inicialmente pouco intuitiva, os resultados se assemelham àqueles de Fecher e Pestieau (1993) e Weill (2003). Peculiaridades da indústria bancária podem ajudar a entender este resultado. Uma queda na competição pode resultar numa redução dos custos

bancários. Ainda, o resultado pode também ser explicado pelos esforços dos bancos na tentativa de se defender de um *possível* aumento na competição, uma vez que o desenvolvimento tecnológico deixa cada vez mais difícil definir as fronteiras de um mercado financeiro, ou até mesmo definir quais produtos competem nos mesmos mercados, aumentando a ameaça de novos entrantes. Como resultado, os bancos podem ser forçados a aumentarem suas eficiências técnicas e criarem barreiras à entrada de novos competidores, mesmo antes de um aumento de fato na competitividade do mercado.

O relacionamento negativo entre competição e eficiência foi testado levando em conta o relacionamento de outras variáveis com a eficiência. Primeiramente, investigou-se o efeito da concentração do mercado sobre as eficiências das firmas (bancos). Concluiu-se em favor de uma relação positiva: mais concentração implica mais eficiência. Este resultado corrobora a relação encontrada entre competição e eficiência, uma vez que se espera que competição e concentração caminhem em sentidos opostos.

Indo mais além na busca das razões que justifiquem uma relação oposta entre competição e eficiência, foi considerado um modelo que relaciona o Índice de Basiléia (indicador de risco bancário) com as medidas de eficiência. O resultado encontrado sugere que ambientes mais arriscados provocam posturas menos eficientes. Este resultado também corrobora as conclusões anteriores, uma vez que mercados mais competitivos sugerem ambientes com mais risco.

Assim, a pesquisa defende as seguintes relações para o setor financeiro brasileiro: em mercados bancários mais competitivos (ou menos concentrados) os bancos tendem a estarem associados a ambientes mais arriscados e, conseqüentemente, são menos eficientes.

Outro resultado importante é a relação do tamanho do banco com sua eficiência. A pesquisa conclui que bancos de maior porte são menos eficientes. O Apêndice IX fornece uma relação das quarenta maiores eficiências bancárias da amostra. Percebe-se a presença de vários bancos de pequeno porte.

Conclui-se também que os bancos públicos brasileiros contribuem para a redução da eficiência. Mesmo após o PROES⁵⁷, percebe-se a presença de vários bancos públicos estaduais entre as piores eficiências da amostra (Apêndice X). Este é um dos argumentos clássicos em favor da privatização. Porém, de forma surpreendente, os resultados mostram que os bancos de controle estrangeiro não causam impacto positivo na eficiência.

Com relação às autoridades monetárias e fiscais, o trabalho não dá suporte a políticas que incentivem a competição na indústria bancária nacional, uma vez que a competição não colabora em favor da eficiência. Desta forma, políticas que visão aumentar a competitividade no setor financeiro brasileiro podem trazer perdas de bem-estar social. No entanto, como o assunto em questão foi alvo de poucos estudos empíricos, novos trabalhos usando as diferentes metodologias expostas nesta pesquisa devem ser realizados para amadurecer as divergentes conclusões dos poucos trabalhos até aqui realizados. Ou seja, torna-se importante fornecer evidências com respeito aos ganhos de eficiência, que seriam supostamente esperados, originários de um aumento na competição, checando se os benefícios gerados realmente excedem os malefícios.

⁵⁷ Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES), implementado em 1996.

BIBLIOGRAFIA

ALLEN, F.; GALE, D. (1994). *Financial Innovation and Risk Sharing*. The MIT Press, Cambridge, MA.

ALLEN, F.; GALE, D. (2004). “Competition and Financial Stability”, *Journal Banking, Credit and Money* (36), pp. 453-480.

ANDIMA (Associação Nacional das Instituições de Mercado Aberto). (1998). *Estudos especiais: SND – Sistema Nacional de Debêntures*. Rio de Janeiro: Andima.

ARAÚJO, L.A. (2005). “Risco e Competição Bancária no Brasil”. *Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia)*. Faculdade de Economia, Universidade Federal do Ceará.

ARAÚJO, L.A.; JORGE NETO P. M; PONCE, D.S. (2005). Competição e Concentração entre os Bancos Brasileiros. VIII Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC SUL.

BAER, W.; NAZMI, N. (2000). “Privatization and Restructuring of Banks in Brazil”. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40, 3-24.

BAIN, J. (1951). “Relation of Profit Rate to Industry Concentration”, *Quarterly Journal of Economics* 65, 293-324.

BALTAGI, B. H. (2003). *Econometric Analysis of Panel Data*, Second Edition, Wiley.

BASLE COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION (1988). “International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards”, Basle, Switzerland.

BELAISCH, A. (2003). “Do Brazilian Banks Compete?”, International Monetary Fund, IMF Working Paper WP/03/113.

BERG, S. A.; FORSUND, F. R.; HJAMARSSON, L.; SUOMINEM, M. (1993). “Banking efficiency in the Nordic Countries”. *Journal of Banking and Finance* 17, 371-388. North-Holland

BERGER, A. (1995). “The Profit-Structure Relationship in Banking – Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses”. *Journal of Money, Credit and Banking* 27, 404-431.

BERGER, A.; DE YOUNG, R. (1997). “Loan Quality, Risk, and Productive Efficiency in commercial Banks”. *Journal of Banking Finance* 21, 849-870.

BERGER, A.; HANCOCK, D.; HUMPHREY, D.B (1993). "Bank efficiency derived from the profit function". *Journal of Banking & Finance, Volume 17, Issues 2-3, April 1993, Pages 221-249.*

BERGER, A.; HANNAN, T. (1997). "Using Efficient Measures to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship in Banking". *Managerial Finance* 1, 23, 6-31.

BERGER, A.; HUMPHREY, D.B. (1991). "The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking." *Journal of Monetary Economics*, 28: 117-148.

BERGER, A.; HUMPHREY, D.B. (1997). "Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research". *European Journal of Operational Research, Volume 98, Issue 2, Pages 175-212.*

BERGER, A.; HUNTER, W.; TIMME, S. G. (1993). "The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present, and future". *Journal of Banking and Finance* 17, 221-249.

BERGER, A.; KASHYAP, K.; SCALISE, J. M. (1995). "The transformation of the U.S. banking industry: what a long strange trip it's been." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:55-218.

BERGER, A.; MESTER, L. (1997). "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?" Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania in its series Center for Financial Institutions. Working Papers with number 97-04.

BESANKO, D.; THAKOR, A. (1993). "Relationship Banking, Deposit Insurance and Bank Portfolio", in *Capital Markets and Financial Intermediation*. Cambridge University Press.

BIKKER, J. A. (1999). "Efficiency In The European Banking Industry: An Exploratory Analysis To Rank Countries". Research Series Supervision (discontinued) 18, Netherlands Central Bank, Directorate Supervision.

BIKKER, J. A. (2004). *Competition and Efficiency in a Unified European Banking Market*. Edward Elgar.

BIKKER, J.; GROENEVELD, J. (2000). "Competition and Concentration in the EU Banking Industry", *Kredit und Kapital* 33, 62-98.

BIKKER J.; HAAF K. (2002a). "Competition, Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry", *Journal of Banking and Finance* 26, 2191-2214.

BIKKER, J.; HAAF, K. (2002b). "Measures of Competition and concentration: A review of the literature". *Economic & Financial Modelling* 9, 53-98.

BRESNAHAN, T.F. (1982). "The oligopoly solution concept is identified". *Economic Letters* 10, 87-92.

BRESNAHAN, T.F. (1989). "Empirical studies of industries with market power", in R. Schmalensee and R.D. Willig (eds), *Handbook of Industrial Organisation*, Volume II, 1012-1055.

BÜSCHGEN, H. E. (1993). *Bankbetriebslehre*, Gabler, Wiesbaden.

CAVALCANTE, L. H. de Sá (2002). "O Impacto dos Bancos Estrangeiros na Oferta de Crédito dos Bancos Privados Nacionais". *Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia)*. Faculdade de Economia, Universidade Federal do Ceará.

CAVALLO, L.; ROSSI, S. (2002). "Do Environmental Variables Affect the Performance and Technical Efficiency of the European Banking System? A Stochastic Frontier Approach", *European Journal of Finance* 8, 1, 123-146.

CAVES, R. (1980). "Industrial Organization, Corporate Strategy and Structure", *Journal of Economic Literature* 18, 64-92.

CAZALS, C.; FLORENS J-P; SIMAR, L (2002). "Nonparametric frontier estimation: a robust approach" *Journal of Econometrics*. 106. 1-25.

CLAESSENS S. and LAEVEN L. (2003). "What Drives Bank Competition? Some International Evidence ". *World Bank Policy Research Working Paper* 3113.

COELLI, T; RAO, D.P.; BATTESE, G. (1998). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer Academic Publishers.

CONSIGLIO, A.; ZENIOS, S.A. (1997). "Optimal desing of callable bonds using tabu search.". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21: 1445-1470.

DAVIS E. and SALO S. (1998). "Excess Capacity in EU and US banking sectors – Conceptual, Measurement and Policy Issues", LSE Financial Markets Group Special Paper n°105.

DE BANDT O.; DAVIS P. (2000). "Competition, Contestability and Market Structure in European Banking Sectors on the Eve of EMU", *Journal of Banking and Finance* 24, 1045-1066.

DELOITTE and TOUCHE Consulting Group. (1995). "The future of retail banking: a global perspective." Delloitte Touche Tohmatsue International, Washington, DC.

DEMSETZ, H. (1973). "Industry Struture, Market Rivalry and Public Policy". *Journal of Law and Economics* 16, 1-9.

DEPPE, H.D. (1978). *Bankbetriebliches Lesebuch*, C.E. Poeschel Verlag, Stuttgart.

DIETSCH, M.; LOZANO-VIVAS, A. (2000). "How the Environment Determines the Efficiency of Banks: A Comparison between French and Spanish Banking Industry", *Journal of Banking and Finance* 24, 6, 985--1004.

FECHER, F.; PESTIEAU, P. (1993). "Efficiency and Competition in OECD Financial Services", in *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Oxford University Press.

FORNELL, C.; ITNER, C.D.; LARCKER, D.F. (1996). "The evaluation consequences of customer satisfaction. Working Paper, National Quality Research Center, School of Business Administration, University of Michigan, ann Arbor, MI.

FORNELL, C. JOHNSON, M.D.; ANDERSON, E.W.; CHA, J.; BRYANT B. E. (1996). "The American customer satisfaction index: nature, purpose, and findings." *Journal of Marketing*, 60: 7-18.

FORTUNA, E. (1998). "Mercado Financeiro Produtos e Serviços". 2ª Edição. Ed. Qualitymark.

FREI, F.X.; HARKER, P.T.; HUNTER, L.W. (1997). "Innovation in retail banking." Report 97-48b, Financial Institutions Center, the Wharton School, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.

FREI, F. X.;HARKERP. T.;HUNTER L. W. (1997). "Inside the Black Box: What Makes a Bank Efficient?" Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania in its series Center for Financial Institutions. Working Papers with number 97-20.

FREIXAS, X.; ROCHET, J.C. (1997). *Microeconomics of Banking*. The MIT Press, Cambridge, MA.

GILBERT, R.A. (1984). "Bank Market Structure and Competition – a Survey". *Journal of Money, Credit, and Banking* 19, 617-645.

GIRARDONE, C.; MOLYNEUX, P.; GARDENER E.P.M. (2004). "Analyzing the determinants of bank efficiency: The case of Italian banks", *Applied Economics*, 36(3), pp.215–227.

GOLDBERG, L; RAI, A. (1996). "The structure-performance relationship for European banking". *Journal of Banking & Finance* 20, 745-771

GORTON, G.; HUANG, L. (2002). "Liquidity, Efficiency and Bank Bailouts", NBER Working Paper No. w9158, September, 2002, (Washington DC: National Bureau of Economic Research).

GREENE, W. H. (1990). "A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics*, 46 (October/November 1990): 141-63.df

GREENE, W. H. (2003). *Econometric Analysis*, Fifth Edition, Prentice Hall.

GUJARATI, D. N. (2000). *Econometria Básica*, Terceira Edição, Makron Books.

HANNAN T. (1991). "Bank Commercial Loan Markets and the Role of Market Structure: Evidence from Surveys of Commercial Lending", *Journal of Banking and Finance* 15, 133-149.

HADLEY, G. (1962). "Linear Programming Reading". MA: Addison-Wesley Publishing Company, Inc.

HART, O. (1983). "The Market Mechanism As an Incentive Scheme", *Bell Journal of Economics* 14,366-382.

HARKER, P; ZENIOS, S. (2000). *Performance of Financial Institutions Efficiency, Innovation Regulation*. Cambridge University Press.

HERFINDAHL, O. C. (1950). "Concentration in the Steel Industry", Columbia University, dissertação de Ph.D não publicada.

HICKS J. (1935). "The Theory of Monopoly", *Econometrica* 3, 1-20.

HUGHES J. P.; MESTER L. J. (1998). "Bank Capitalization and Cost: Evidence of Scale Economies in Risk Management and Signaling". *The Review of Economics and Statistics*. May 1, 1998, Vol. 80, No. 2, Pages 314-325.

ITTNER, C.D.; LARCKER, D.F. (1996). "Measuring the impact of quality initiatives on firm financial performance." *Advances in the Management of Organizational Quality*, 1:1-37.

IWATA, G. (1974). "Measurement of conjectural variations in oligopoly" *Econometrica* 42, 947-966.

JANSEN, D.; DE HAAN J. (2003). "Increasing Concentration in European Banking: A Macro-Level Analysis". *Research Memorandum WO n°743*, De Nederlandsche Bank.

JUDGE, G. G. (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Second Edition, Wiley.

KOTTMAN, G. (1974). *Die Bewertung der Konzentration in der Kreditwirtschaft*, Verlag Harri Deutsch, Frankfurt and Zürich.

LANG, G. (1996). "Efficiency, Profitability and Competition". *IFO Studien* 42, 537-561.

LEIBENSTEIN, H. (1966). "Allocative Efficiency versus X-Efficiency", *American Economic Review*, 56, 392-415.

MARTIN, S. (1993). *Advanced Industrial economics*, Blackwell, New York and Oxford.

McALLISTER, P. H.; McMANUS D.A. (1993). "Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking", *Journal of Banking and Finance*, 17 (April 1993): 389-405.

MESTER L.J. (1993). "Efficiency in the savings and loan industry". *Journal of Banking and Finance* 17, 267-286.

MESTER L.J. (1996). "A study of bank efficiency taking into account risk-preferences". *Journal of Banking and Finance* 20, 1025-1045.

MITCHELL, K.; ONVURAL N.M., (1996) "Economies of Scale and Scope at Large Commercial Banks: Evidence from the Fourier Flexible Functional Form", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28 (1996): 178-199.

MOLYNEUX, P.; ALTUNBAS, Y.; GARDENER E.P.M. (1996). "Efficiency in European Banking, John Wiley & Sons Ltd, Chichester, England.

MOLYNEUX, P.; FORBES, W. (1995). "Market structure and performance in European banking". *Applied economics* 27, 155-159.

MOLYNEUX P.; LLOYD-WILLIAMS D.M.; THORNTON J. (1994). "Competitive Conditions in European Banking", *Journal of Banking and Finance* 18, 445-459.

NAKANE, M. (2001). "A test of competition in brazilian banking", texto para discussão 02/2001, FEA-USP.

NAYYAR, P.R. (1995). "Stock market reactions to customer service changes." *Strategic Management Journal*, 16: 39-53.

NESS, W. L. (2000). "Reducing Government Bank Presence in the Brazilian Financial System Why and How". *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40, 71-84.

PANZAR, J.C.; ROSSE, J.N. (1987). "Testing for Monopoly Equilibrium". *Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.

PUGA, F. (1999). "Sistema Financeiro brasileiro: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial". A economia brasileira nos anos 90. Org. Fábio Giambiagi e Maurício Moreira, BNDES.

PUNT L.; VAN ROOIJ M. (2003). "The Profit-Structure Relationship and Mergers in the European Banking Industry: An Empirical Assessment". *Kredit und Kapital* 36, 1, 1-29.

ROSSE J.N.; PANZAR J.C (1977). "Chamberlin vs Robinson: An Empirical Study for Monopoly Rents". *Bell Laboratories Economic Discussion Paper*.

SCHARFSTEIN, D. (1988). "Product-Market Competition and Managerial Slack", *Rand Journal of Economics* 19, 147-155.

SELTEN, R. (1986). "Elementary Theory of Slack-Ridden Imperfect Competition", in *New Developments in the Analysis of Market Structure* (Editors: J.E.Stiglitz et G.F. Mathewson), Macmillan, 126-146.

SHEPHARD, R.W. (1970). "Theory of Cost and Production Function". Princeton: Princeton University Press.

SILVA, T. L.; JORGE NETO P. M. (2002). "Economia de Escala e Eficiência nos Bancos Brasileiros Após o Plano Real". *Estudos Econômicos. Instituto de Pesquisas Econômicas – USP*, vol. 32, nº 4.

SIMAR, L.; WILSON P.W. (1998). "Sensitivity analysis of efficiency scores: How to bootstrap in nonparametric frontier models". *Management Science* 44, 49–61.

SIMAR, L.; WILSON P.W. (2000a). "Statistical inference in nonparametric frontier models: The state of the art" *Journal of Productivity Analysis* 13, 49-78.

SIMAR, L.; WILSON P.W. (2000b). "A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models". *Journal of Applied Statistics* 27, 779-802.

SINGH, H.; ZOLLO, M. (1997). "Learning to acquire: knowledge accumulation mechanisms and the evolution of post-acquisition integration strategies. Report 97-10b, Financial Institutions Center, the Wharton School, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.

SMITH, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Chicago University Press.

SOTERIOU, A.; ZENIOS, S.A. (1999). "Operations, quality and profitability in the provision of banking services". *Management Science* 45, 1221-1238.

TULKENS, H (1993). "On FDH efficiency analysis: Some methodological issues and applications to retail banking, courts, and urban transit." *Journal of Productivity Analysis* 4,183-210.

VENABLES, W. N.; SMITH, D. M. and the R Development Core Team (2005). "An Introduction to R. Notes on R: A Programming Environment for Data Analysis and Graphics. Version 2.2.1 (2005-12-20).

WEILL, L. (2003). "On the relationship between competition and efficiency in the EU banking sectors". *Kredit und Kapital*, 37, 3, 329-352.

WHEELLOCK D.; WILSON P.W. (2003). "Robust Nonparametric Estimation of Efficiency and Technical Change in U.S. Commercial Banking". Working Paper 2003-037A. Federal Reserve Bank of ST. Louis. Research Division.

WILSON P.W. (2005). "FEAR 0.913 User's Guide". Department of Economics. University of Texas. 1 University Station, C3100. Austin, Texas, USA

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Sectional and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, MA.

ZENIOS, S.A., editor, (1999). *Data Envelopment Analysis in Banking. Interfaces*. Institute for Operations Research and Management Science, Providence, RI, 29(3).

Apêndice I – Amostra Balanceada de Bancos Comerciais.

CNPJ	NOME DO BANCO
0	BANCO DO BRASIL S.A.
208	BRB - BANCO DE BRASÍLIA S.A.
86413	BANCO BNL DO BRASIL S.A.
360305	CAIXA ECONOMICA FEDERAL
1540541	BANCO BEG S.A.
4902979	BANCO DA AMAZONIA S.A. – BASA
4913711	BANCO DO ESTADO DO PARÁ S.A. – BANPARÁ
6271464	BANCO DO ESTADO DO MARANHÃO S.A. – BEM
6833131	BANCO DO ESTADO DO PIAUÍ S.A. – BEP
7196934	BANCO DO ESTADO DO CEARÁ S.A. – BEC
7207996	BANCO BMC S.A.
7237373	BANCO DO NORDESTE DO BRASIL S.A.
7450604	BANCO INDUSTRIAL E COMERCIAL S.A.
10866788	BANCO DE PERNAMBUCO S.A. – BANDEPE
13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A. – BANESE
17184037	BANCO MERCANTIL DO BRASIL S.A.
17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A. – BEMGE
17351180	BANCO TRIANGULO S.A.
28127603	BANCO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO S.A. – BANESTES
28195667	BANCO ABC BRASIL S.A.
30131502	BANCO UBS S.A.
30306294	BANCO PACTUAL S.A.
31516198	BANCO ITAÚ - BBA S.A.
33066408	BANCO ABN AMRO REAL S.A.
33098518	BANCO FININVEST S.A.
33124959	BANCO RURAL S.A.
33479023	BANCO CITIBANK S.A.
33644196	BANCO FATOR S.A.
33700394	UNIBANCO – UNIÃO DE BANCOS BRASILEIROS S.A.
33852567	BANCO HSBC S.A.
33870163	BANCO ALVORADA S.A.
43073394	BANCO NOSSA CAIXA S.A.

CNPJ	NOME DO BANCO
58160789	BANCO SAFRA S.A.
58257619	BANCO SANTOS S.A.
59109165	BANCO VOLKSWAGEN S.A.
59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.
59285411	BANCO PANAMERICANO S.A.
59438325	AMERICAN EXPRESS BANK (BRASIL) BANCO MÚLTIPLO S.A.
59588111	BANCO VOTORANTIM S.A.
60394079	BANKBOSTON BANCO MULTIPLO S.A.
60498557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.
60701190	BANCO ITAÚ S.A.
60746948	BANCO BRADESCO S.A.
60889128	BANCO SOFISA S.A.
60898723	BANCO BCN S.A.
60942638	BANCO SUDAMERIS BRASIL S.A.
61065421	BANCO MERCANTIL DE SAO PAULO S.A.
61186680	BANCO BMG S.A.
61199881	BANCO DIBENS S.A.
61411633	BANCO DO ESTADO DE SAO PAULO S.A. – BANESPA
61472676	BANCO SANTANDER BRASIL S.A.
61533584	BANCO SOCIETE GENERALE BRASIL S.A.
62136254	BANCO CRUZEIRO DO SUL S.A.
62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.
62331228	DEUTSCHE BANK S.A.BANCO ALEMAO
69141539	BANCO CREDIBEL S.A.
76492172	BANCO BANESTADO S.A.
83876003	BANCO DO ESTADO DE SANTA CATARINA S.A. – BESC
90400888	BANCO SANTANDER MERIDIONAL S.A.
92702067	BANCO DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL S.A.

Apêndice II – Estudos Sobre a Eficiência de Instituições Financeiras.

País	Método	Autor (data)	Média Anual da Eficiência Estimada
Bélgica	FDH	Tulkens (1993)	0.97; 0.93
Bélgica	FDH	Tulkens e Malnero (1994)	0.93
Canadá	DEA	Parkan (1987)	0.98
Canadá	DEA	Schaffnit et al. (1997)	0.87
Chipre	DEA	Zenios et al. (1999)	0.89; 0.92; 0.88
Dinamarca	DEA	Bukh (1994)	0.80; 0.85
Finlândia	DEA	Kuussaari (1993)	0.80; 0.86
Finlândia	DEA	Kuussaari e Vesala (1995)	0.86
França	DFA	Chaffai e Dietsch (1995)	0.24; 0.33
França	DFA	Dietsch (1994)	0.72; 0.71; 0.68; 0.71; 0.69
Alemanha	SFA	Altunbas e Molyneux (sd)	0.81; 0.77; 0.77
Alemanha	TFA	Lang e Welzel (1995)	0.93
Alemanha	DFA	Lang e Welzel (1996)	0.54; 0.61
Grécia	DEA e SFA	Giokas (1991)	DEA: 0.87 SFA: 0.72
Grécia	DEA	Vassiloglou e Giokas (1990)	0.91
Índia	DEA	Bhattacharyya et al. (1997)	0.86; 0.75; 0.79
Itália	DEA	Fávero e Papi (1995)	0.88; 0.91; 0.79; 0.84
Itália	DEA	Ferrier e Hirschberg (1994)	0.98
Itália	DEA e SFA	Resti (1995)	DEA: 0.74; 0.76; 0.74; 0.75; 0.73 SFA: 0.69; 0.70; 0.70; 0.70; 0.70
Japão	DEA	Fukuyama (1993)	0.86
Japão	DEA	Fukuyama (1995)	0.46; 0.46; 0.44
México	DEA	Taylor et al. (1997)	0.75; 0.72; 0.69
Noruega	DEA	Berg (1992)	0.62; 0.51; 0.57; 0.47; 0.49; 0.68; 0.57
Noruega	DEA	Berg et al. (1991)	0.81
Noruega	DEA	Berg et al. (1992)	n.i.
Noruega	TFA	Berg e Kim (1994)	0.81; 0.81
Noruega	TFA	Berg e Kim (1996)	0.89; 0.74
Arábia Saudita	DEA	Al-Faraj et al. (1993)	0.87
Espanha	DEA	Grifell-Tatjé e Lovell (1994)	n.i.
Espanha	DEA	Grifell-Tatjé e Lovell (1996)	n.i.

Espanha	DEA	Grifell-Tatjé e Lovell (1997a)	0.81; 0.85; 0.85; 0.84; 0.83; 0.84; 0.83; 0.87; 0.84; 0.85; 0.847; 0.83; 0.80; 0.82; 0.81; 0.77
Espanha	DEA	Grifell-Tatjé e Lovell (1997b)	0.76; 0.75; 0.75; 0.80; 0.78; 0.80
Espanha	DEA	Lovell e Pastor (1997)	0.92; 0.90
Espanha	TFA	Lozano (1995)	0.90; 0.88; 0.89; 0.88; 0.87; 0.87; 0.87
Espanha	TFA	Lozano (1997)	0.68; 0.67; 0.66; 0.73; 0.78; 0.81
Espanha	DEA	Pastor (1995)	0.87; 0.80
Espanha	DEA	Perez e Quesada (1994)	0.83
Espanha	SFA	Maudos (1996a)	0.81; 0.83; 0.82; 0.81; 0.81; 0.81; 0.81; 0.79; 0.80; 0.82; 0.83; 0.82; 0.80; 0.82; 0.82; 0.81; 0.80; 0.81; 0.85; 0.87; 0.85; 0.81; 0.84; 0.85; 0.84; 0.82; 0.82
Espanha	SFA	Maudos (1996b)	0.82; 0.83; 0.83
Suécia	DEA	Hartman e Storbeck (1995)	0.85; 0.78
Suíça	DEA	Sheldon e Haegler (1993)	0.56
Tunísia	SFA	Chaffai (1993)	0.66; 0.65; 0.65; 0.64; 0.63; 0.63; 0.62; 0.62; 0.62; 0.61; 0.61; 0.61
Tunísia	SFA	Chaffai (1997)	n.i.
Turquia	DEA	Oral e Yolalan (1990)	0.87; 0.53
Turquia	DEA	Zaim (1995)	0.83; 0.94
Reino Unido	DEA	Athanassopoulos (1995)	0.85
Reino Unido	DEA	Athanassopoulos (1997)	0.90
Reino Unido	DEA	Drake e Howcroft (1997)	0.93; 0.97
Reino Unido	DEA	Drake e Weyman-Jones (1992)	0.98
Reino Unido	DEA	Field (1990)	0.93
E.U.A	DFA	Adams et al. (1999)	0.64; 0.61; 0.69; 0.64; 0.70; 0.77
E.U.A	DFA	Akhavein et al. (1997a)	0.24; 0.34
E.U.A	DFA	Akhavein et al (1997b)	0.99; 0.44
E.U.A	DEA	Aly et al. (1990)	0.75; 0.81
E.U.A	DEA	Barr et al. (1994)	0.81; 0.83
E.U.A	SFA, DFA e TFA	Bauer et al. (1993)	SFA: 0.89; 0.87; 0.87; 0.87; 0.85; 0.85; 0.86; 0.85; 0.86; 0.86; 0.85; 0.86 DFA: 0.86; 0.85; 0.86; 0.86; 0.85; 0.86; 0.87; 0.86; 0.86; 0.86; 0.85; 0.85 TFA: 0.86; 0.90; 0.81; 0.80; 0.84; 0.84; 0.86; 0.83; 0.81; 0.82; 0.83; 0.79

E.U.A	DEA	Bauer et al. (1998)	0.73; 0.71; 0.71; 0.73; 0.75; 0.76; 0.74; 0.73; 0.73; 0.70; 0.67; 0.67
E.U.A	DFA	Berger (1993)	0.85; 0.84; 0.75
E.U.A	DFA	Berger (1995)	n.i.
E.U.A	SFA	Berger e De Young (1997)	0.92; 0.94; 0.95; 0.91; 0.93; 0.91; 0.91; 0.91; 0.91; 0.93; 0.95
E.U.A	DFA	Berger et al. (1993a)	0.52; 0.65; 0.66
E.U.A	DFA	Berger e Hannan (1997)	n.i.
E.U.A	TFA	Berger e Humphrey (1991)	0.81; 0.84
E.U.A	TFA	Berger e Humphrey (1992a)	0.85; 0.81; 0.71; 0.80; 0.84; 0.80
E.U.A	DFA	Berger e Humphrey (1992b)	n.i.
E.U.A	DFA	Berger et al. (1997)	0.94; 0.79
E.U.A	DFA	Berger e Mester (1997)	0.87; 0.55; 0.46
E.U.A	SFA	Cebenoyan et al. (1993a)	0.77; 0.83
E.U.A	SFA	Cebenoyan et al. (1993b)	0.87; 0.86
E.U.A	SFA	Chang et al. (1993)	0.81
E.U.A	DEA	Charnes et al. (1990)	n.i.
E.U.A	TFA	Clark (1996)	0.73; 0.90
E.U.A	FDH	DeBorger et al. (1995)	0.94; 0.88; 0.89; 0.80; 0.95; 0.88; 0.89; 0.80; 0.97; 0.95; 0.89; 0.89; 0.77
E.U.A	DEA	Devaney e Weber (1995)	0.75; 0.75; 0.71
E.U.A	TFA	De Young (1994)	n.i.
E.U.A	DFA	De Young (1997a)	0.80
E.U.A	TFA	De Young (1997b)	0.82
E.U.A	TFA	De Young (1997c)	0.84; 0.89
E.U.A	DFA	De Young e Nolle (1996)	0.56; 0.73
E.U.A	DEA e SFA	Eisenbeis et al (1996)	DEA: 0.72; 0.73; 0.73; 0.78 SFA: 0.84; 0.87; 0.89; 0.93
E.U.A	SFA	Ellinger et al. (1997)	n.i.
E.U.A	DEA	Elyasiana e Mehdian (1990a)	0.90; 0.78
E.U.A	SFA	Elyasiana e Mehdian (1990b)	0.88
E.U.A	DEA	Elyasiana e Mehdian (1992)	0.89
E.U.A	DEA	Elyasiana e Mehdian (1995)	0.97; 0.95; 0.95; 0.96
E.U.A	DEA	Elyasiani et al (1994)	0.86; 0.83
E.U.A	DEA	English et al (1993)	0.75; 0.76
E.U.A	DEA	Ferrier et al. (1993)	0.69; 0.60
E.U.A	DEA	Ferrier et al. (1994)	0.37; 0.33

E.U.A	DEA e SFA	Ferrier e Lovell (1990)	DEA: 0.83 SFA: 0.79
E.U.A	IN	Fixler e Zieschang (1993)	n.i.
E.U.A	FDH	Fried e Lovell (1994)	0.93
E.U.A	FDH	Fried et al (1993)	0.83
E.U.A	DEA	Grabowski et al. (1993)	0.72
E.U.A	SFA e TFA	Hasan e Hunter (sd)	SFA: 0.82; 0.79 TFA: 0.64; 0.70
E.U.A	DEA	Hermalin e Wallace (1994)	0.75; 0.73
E.U.A	TFA	Humphrey e Pulley (1997)	0.81; 0.82; 0.85
E.U.A	DFA	Hunter e Timme (1995)	0.84; 0.77; 0.78
E.U.A	SFA	Kaparakis et al. (1994)	0.90
E.U.A	SFA	Kwan e Eisenbeis (1994)	0.88; 0.85; 0.84; 0.84; 0.88; 0.88
E.U.A	TFA	Mahajan et al. (1996)	0.77; 0.88
E.U.A	SFA	Mester (1993)	0.92; 0.87
E.U.A	SFA	Mester (1996)	0.86
E.U.A	SFA	Mester (1997)	0.93; 0.92; 0.85; 0.87; 0.89; 0.88; 0.86; 0.85
E.U.A	DEA	Miller e Noulas (1996)	0.97
E.U.A	DFA	Newman e Shrieves (1993)	n.i.
E.U.A	DFA	Peristiani (1997)	0.79; 0.79; 0.77; 0.81; 0.81; 0.77
E.U.A	SFA	Pi e Timme (1993)	0.87
E.U.A	DEA	Rangan et al (1988)	0.70
E.U.A	DEA	Ray e Mikherjee (1994)	0.88
E.U.A	DEA	Sherman e Gold (1985)	0.96
E.U.A	DEA	Sherman e Ladino (1995)	0.80
E.U.A	DEA	Thompson et al. (1997)	0.81; 0.69; 0.59; 0.59; 0.54; 0.62
E.U.A	DEA	Thompson et al. (1996b)	0.53; 0.51; 0.45; 0.39; 0.35; 0.31; 0.46; 0.44; 0.53
E.U.A	DEA	Wheelock e Wilson (1994)	0.84; 0.77; 0.69; 0.59; 0.59; 0.46; 0.51; 0.42
E.U.A	SFA	Zhu et al. (1997)	0.88; 0.86; 0.82

*Varios
Países*

Noruega Suecia Finlândia	DEA	Berg (et al. (1993)	Noruega: 0.57 Suecia: 0.78 Finlândia: 0.53
Noruega Suecia Finlândia Dinamarca	MOS	Bergendahl (1995)	Média: 0.51; 0.64

Noruega			Noruega: 0.54
Suecia			Suécia: 0.85
Finlândia	DEA	Bukh et al. (1995)	Finlândia: 0.52
Dinamarca			Dinamarca: 0.78
11 países da OECD	DFA	Fechr e Pestieau (1993)	Média: 0.82
8 países desenvolvidos	DEA	Pastor et al. (1997)	Média: 0.86
15 países desenvolvidos	TFA	Ruthenberg e Elias (1996)	Média: 0.70

Fonte: Berger e Humphrey (1997)

Notas: n.i. indica não informou, não comparável ou duplicação de estimativas prévias; IN se refere à abordagem não-paramétrica “Index Number”; MOS se refere à abordagem “Mixed Optimal Strategy”, onde as “partes” mais eficientes dos diferentes bancos são combinadas e usadas como fronteira, em contraste com o DEA e o FDH onde todas as “partes” de cada banco define a fronteira; DEA refere-se a abordagem não-paramétrica “Data Envelopment Analysis”; FDH refere-se a abordagem não-paramétrica “Free Disposal Hull”; SFA refere-se a abordagem paramétrica de fronteira estocástica (“Stochastic Frontier Approach”); DFA refere-se a abordagem paramétrica “Distribution Free Approach”; TFA refere-se a abordagem paramétrica “Thick Frontier Approach”.

Apêndice III – O Índice de Concentração “Herfindahl-Hirschman”.

Conhecido em função dos trabalhos de Hirschman (1945) e Herfindahl (1950), que mediram a concentração industrial norte-americana, a concepção teórica do índice considera o equilíbrio de um oligopólio homogêneo em competição de Cournot e mostra que se pode obter uma relação entre esse índice e o grau de lucratividade da indústria.

A estrutura para apuração da concentração nesse índice toma a seguinte forma:

$$HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$$

onde s_i representa a parcela que cada firma detém do total da indústria. Esse índice considera a parcela de mercado de todas as firmas do mercado e ressalta a importância das grandes firmas.

O Índice de Herfindahl-Hirschman quantifica o tamanho relativo e a distribuição das firmas do mercado num intervalo que vai de $1/n$ até 1. Quando o índice se aproxima de $1/n$ é uma indicação de que a estrutura de mercado consiste de um grande número de firmas de tamanho relativamente igual, ou seja, o mercado analisado está num ambiente de concorrência perfeita. Quando o índice se aproxima de 1, representa um monopólio.

A título ilustrativo, a Horizontal Merger Guidelines emitida pelo U.S. Department of Justice e o Federal Trade Commission (ver Merger Guidelines § 1.51) classificam os mercados nos quais o HHI é menor do que 1000 pontos (ou 10%) como mercados competitivos, quando fica entre 1000 e 1800 pontos (10% e 18%) são considerados moderadamente concentrados e aqueles mercados com o HHI maior que 1800 pontos (18%) são considerados concentrados.

Apêndice IV – Regressões do Modelo Tobit Efeitos Aleatórios (Competição).

Tabela A4.1 : Resultados do modelo crste (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.1150682	0.1151968	0.318
PIB	1.11e-10	6.84e-11	0.106
W1	0.0910141	0.0086194	0.000
W2	-0.0602667	0.0062972	0.000
W3	0.1363077	0.0650847	0.036
W4	-0.4329536	0.0761062	0.000
D1	-0.1822339	0.0240710	0.000
D2	-0.0412622	0.0225388	0.067
CONS	1.5386410	0.1553820	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 90

Log Likelihood: 95.374042

Tabela A4.2: Resultados do modelo vrste (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.1191007	0.1693231	0.482
PIB	9.32e-11	1.01e-10	0.355
W1	0.1021846	0.0134775	0.000
W2	-0.0106118	0.0056401	0.060
W3	0.0806781	0.0917165	0.379
W4	-0.0904398	0.1125554	0.422
D1	-0.0137801	0.0331172	0.677
D2	-0.0390263	0.0301236	0.195
CONS	-0.0133106	0.2140004	0.950

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 187

Log Likelihood: -76.398585

Tabela A4.3: Resultados do modelo scale (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.1925221	0.1276054	0.131
PIB	1.12e-10	7.57e-11	0.138
W1	0.0423620	0.0093401	0.000
W2	-0.0455137	0.0107664	0.000
W3	-0.0316796	0.0731535	0.665
W4	-0.2785232	0.0951011	0.003
D1	0.0009856	0.0217654	0.964
D2	-0.1076371	0.0295158	0.000
CONS	3.2723120	0.1473980	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 91

Log Likelihood: 92.092794

Tabela A4.4: Resultados do modelo deabias (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.0689264	0.0935678	0.461
PIB	5.07e-11	5.57e-11	0.363
W1	0.0174799	0.0042131	0.000
W2	-0.0088019	0.0037808	0.020
W3	0.0469985	0.0609146	0.440
W4	0.1031209	0.0607433	0.090
D1	-0.0628099	0.0258349	0.015
D2	-0.0910096	0.0206584	0.000
CONS	-0.5376804	0.0951384	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 0

Log Likelihood: 314.62582

Tabela A4.5: Resultados do modelo fdh (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.7367345	0.3888298	0.058
PIB	3.92e-10	2.22e-10	0.078
W1	0.6063606	0.1681280	0.000
W2	-0.0933411	0.0403690	0.021
W3	0.0310569	0.2083623	0.882
W4	-1.2252050	0.3709579	0.001
D1	0.1083757	0.0762388	0.155
D2	0.2607206	0.0860745	0.002
CONS	-1.4229770	0.6994301	0.042

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -168.86971

Tabela A4.6: Resultados do modelo m30 (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.1088926	0.0909828	0.231
PIB	-1.33e-10	5.41e-11	0.014
W1	0.0216042	0.0041242	0.000
W2	-0.0208636	0.0033719	0.000
W3	-0.0147137	0.0539495	0.785
W4	-0.0702379	0.0631837	0.266
D1	-0.0918385	0.0226371	0.000
D2	-0.0450372	0.0227132	0.047
CONS	1.1224040	0.1274879	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 323.06932

Tabela A4.7: Resultados do modelo m60 (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.1255359	0.109019	0.250
PIB	-8.77e-11	6.49e-11	0.176
W1	0.0160086	0.0048882	0.001
W2	-0.0169325	0.0039625	0.000
W3	-0.0292810	0.0635393	0.645
W4	0.0029206	0.0725482	0.986
D1	-0.0845133	0.0294506	0.004
D2	-0.0112862	0.0191929	0.557
CONS	0.5179597	0.1631301	0.001

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 230.61463

Tabela A4.8: Resultados do modelo m120 (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.2549458	0.1206639	0.035
PIB	2.85e-11	7.19e-11	0.692
W1	0.0138532	0.0054104	0.010
W2	-0.0186592	0.0045013	0.000
W3	-0.0114572	0.0722806	0.874
W4	0.0349393	0.0774472	0.652
D1	-0.0346331	0.0227539	0.128
D2	-0.0361815	0.0201927	0.073
CONS	0.9384545	0.1512257	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 173.88024

Tabela A4.9: Resultados do modelo m1200 (competição).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
COMP	-0.8702176	0.3878011	0.025
PIB	3.97e-10	2.22e-10	0.074
W1	0.5676213	0.1433495	0.000
W2	-0.0662117	0.0254887	0.009
W3	0.0048873	0.1967469	0.980
W4	-1.0081880	0.3298106	0.002
D1	-0.3015916	0.0780765	0.000
D2	-0.1995604	0.0816972	0.015
CONS	-0.9244290	0.8227990	0.261

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -172.4007

Apêndice V – Regressões do Modelo Tobit Efeitos Aleatórios (Concentração).

Tabela A5.1: Resultados do modelo crste (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	2.0707970	1.027113	0.044
PIB	9.14e-11	6.98e-11	0.191
W1	0.0964505	0.0089332	0.000
W2	-0.0597797	0.0061659	0.000
W3	0.1192213	0.0656626	0.069
W4	-0.4624795	0.0794389	0.000
D1	-0.0176613	0.0222494	0.427
D2	-0.0541114	0.0211995	0.011
CONS	0.6930993	0.1361051	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 90

Log Likelihood: 72.926371

Tabela A5.2: Resultados do modelo vrste (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	2.340839	1.480137	0.114
PIB	6.17e-11	1.00e-10	0.538
W1	0.1004587	0.0133458	0.000
W2	-0.0085659	0.0056357	0.129
W3	0.1276435	0.0916290	0.164
W4	-0.0269569	0.1127778	0.811
D1	-0.0112122	0.0299399	0.708
D2	-0.1141361	0.0280579	0.000
CONS	0.3755379	0.2102007	0.074

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 187

Log Likelihood: -76.072088

Tabela A5.3: Resultados do modelo scale (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	0.8858582	1.087442	0.415
PIB	7.50e-11	7.36e-11	0.309
W1	0.0408767	0.0086520	0.000
W2	-0.0417253	0.0078698	0.000
W3	0.0291500	0.0714651	0.683
W4	-0.2989572	0.0812047	0.000
D1	-0.1047778	0.0240189	0.000
D2	-0.0301317	0.0216193	0.163
CONS	2.7181640	0.1531857	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 91

Log Likelihood: 92.58669

Tabela A5.4: Resultados do modelo deabias (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	1.5857080	0.7997158	0.047
PIB	3.01e-11	5.43e-11	0.579
W1	0.0186752	0.0041193	0.000
W2	-0.0066888	0.0035388	0.059
W3	0.0317292	0.0572236	0.579
W4	0.1118334	0.0693015	0.107
D1	-0.0248277	0.0201815	0.219
D2	-0.0868639	0.0170599	0.000
CONS	-0.2812526	0.1289058	0.029

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 0

Log Likelihood: 320.08742

Tabela A5.5: Resultados do modelo fdh (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	8.6048130	3.519176	0.014
PIB	2.34e-10	2.24e-10	0.296
W1	0.5865816	0.1447966	0.000
W2	-0.0543925	0.0210332	0.010
W3	-0.0192955	0.1891424	0.919
W4	-0.9483282	0.3470888	0.006
D1	-0.2129827	0.0752357	0.005
D2	-0.1460024	0.0807078	0.070
CONS	-0.7266329	0.5704907	0.203

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -167.76222

Tabela A5.6: Resultados do modelo m30 (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	-1.166726	0.8012416	0.145
PIB	-1.29e-10	5.44e-11	0.017
W1	0.0213890	0.0040614	0.000
W2	-0.0225672	0.0033565	0.000
W3	0.0065611	0.0537905	0.903
W4	-0.0992705	0.0608219	0.103
D1	-0.0934902	0.0183098	0.000
D2	-0.0299063	0.0155768	0.055
CONS	1.2134940	0.1156201	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 324.1545

Tabela A5.7: Resultados do modelo m60 (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	-0.5523825	0.9686748	0.569
PIB	-8.83e-11	6.57e-11	0.179
W1	0.0159223	0.004948	0.001
W2	-0.0170547	0.0041371	0.000
W3	-0.0509982	0.0655925	0.437
W4	-0.0101615	0.0750822	0.892
D1	-0.1023053	0.0265200	0.000
D2	-0.0475566	0.0230118	0.039
CONS	0.9860502	0.1825393	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 227.45407

Tabela A5.8: Resultados do modelo m120 (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	0.8729973	1.08666	0.422
PIB	-3.89e-12	7.30e-11	0.957
W1	0.0142195	0.0055649	0.011
W2	-0.0190327	0.0051705	0.000
W3	0.0075284	0.0948289	0.937
W4	0.0820705	0.0860722	0.340
D1	-0.0458664	0.0304662	0.132
D2	-0.0424756	0.0294966	0.150
CONS	0.5975872	0.1920049	0.002

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 169.9226

Tabela A5.9: Resultados do modelo m1200 (concentração).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
CONC	8.7874740	3.605345	0.015
PIB	2.41e-10	2.27e-10	0.287
W1	0.6005993	0.1902491	0.002
W2	-0.0510427	0.0209137	0.015
W3	-0.0416262	0.1914580	0.828
W4	-1.0595720	0.3967809	0.008
D1	-0.2409225	0.0819936	0.003
D2	-0.2280712	0.0961186	0.018
CONS	-0.4704680	0.5761798	0.414

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -167.81187

Apêndice VI – Regressões do Modelo Tobit Efeitos Aleatórios (Risco).

Tabela A6.1: Resultados do modelo crste (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	-0.1283937	0.0449124	0.004
PIB	1.09e-10	6.28e-11	0.082
W1	0.1202482	0.0127107	0.000
W2	-0.0594866	0.0070319	0.000
W3	0.2370703	0.0711965	0.001
W4	-0.4546873	0.0765513	0.000
D1	-0.2124461	0.0183035	0.000
D2	-0.1906218	0.0184196	0.000
CONS	1.1379560	0.1088291	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 90

Log Likelihood: 126.3547

Tabela A6.2: Resultados do modelo vrste (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	0.0973985	0.0592599	0.100
PIB	1.35e-10	9.45e-11	0.152
W1	0.2415106	0.0301151	0.000
W2	-0.0096759	0.0069327	0.136
W3	0.1161691	0.1014424	0.252
W4	-0.4137148	0.1165495	0.000
D1	0.0491933	0.0325269	0.130
D2	-0.1345028	0.0309917	0.000
CONS	-0.5384288	0.1828211	0.003

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 187

Log Likelihood: -51.525432

Tabela A6.3: Resultados do modelo scale (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	-0.2974879	0.0417914	0.000
PIB	8.78e-11	6.35e-11	0.167
W1	0.0650583	0.0132578	0.000
W2	-0.0401936	0.0075116	0.000
W3	0.1903941	0.0724447	0.009
W4	-0.3647210	0.0785950	0.000
D1	-0.0234526	0.0198129	0.237
D2	-0.0573386	0.0187154	0.002
CONS	2.9207940	0.1148673	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 91

Log Likelihood: 137.07612

Tabela A6.4: Resultados do modelo deabias (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	0.0943755	0.0371197	0.011
PIB	4.14e-11	5.19e-11	0.425
W1	0.0121513	0.005087	0.017
W2	-0.0062236	0.0042696	0.145
W3	0.0105615	0.0629495	0.867
W4	0.1311132	0.0707977	0.064
D1	-0.0453818	0.0210931	0.031
D2	-0.0665654	0.0163993	0.000
CONS	-0.3750005	0.1091746	0.001

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 0

Log Likelihood: 296.19937

Tabela A6.5: Resultados do modelo fdh (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	0.0880775	0.1184036	0.457
PIB	3.56e-10	2.16e-10	0.100
W1	0.5050654	0.1478910	0.001
W2	-0.0680410	0.0263686	0.010
W3	0.2610865	0.2314571	0.259
W4	-0.6750573	0.3514297	0.055
D1	0.0262239	0.0837680	0.754
D2	-0.0041500	0.0742437	0.955
CONS	-0.8109211	0.5303804	0.126

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -156.46499

Tabela A6.6: Resultados do modelo m30 (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	0.1134991	0.0375899	0.003
PIB	-1.42e-10	5.36e-11	0.008
W1	0.0216535	0.0052942	0.000
W2	-0.0184580	0.0043308	0.000
W3	-0.0510239	0.0638458	0.424
W4	-0.0352068	0.0649661	0.588
D1	-0.0923636	0.0180958	0.000
D2	-0.0319980	0.0166103	0.054
CONS	0.7798111	0.1007912	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 286.30028

Tabela A6.7: Resultados do modelo m60 (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	0.1495219	0.0470507	0.001
PIB	-9.78e-11	6.52e-11	0.134
W1	0.0145308	0.0065116	0.026
W2	-0.0143506	0.0053460	0.007
W3	-0.0834017	0.0807634	0.302
W4	0.0356871	0.0850143	0.675
D1	-0.1084676	0.0270812	0.000
D2	-0.0286500	0.0235477	0.224
CONS	0.5875030	0.1570365	0.000

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 199.10688

Tabela A6.8: Resultados do modelo m120 (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	0.1465953	0.0530112	0.006
PIB	8.45e-12	7.36e-11	0.909
W1	0.0126864	0.0073963	0.086
W2	-0.0163182	0.0062742	0.009
W3	-0.0579170	0.0944544	0.540
W4	0.1212759	0.1033138	0.240
D1	-0.0681929	0.0492292	0.166
D2	-0.0282788	0.0322446	0.380
CONS	0.4422664	0.2084674	0.034

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 144.30018

Tabela A6.9: Resultados do modelo m1200 (risco).

Variável Explicativa	Parâmetro Estimado	Desvio Padrão	P-Valor
BASIL	0.0880775	0.1184036	0.457
PIB	3.56e-10	2.16e-10	0.100
W1	0.5050654	0.1478910	0.001
W2	-0.0680410	0.0263686	0.010
W3	0.2610865	0.2314571	0.259
W4	-0.6750573	0.3514297	0.055
D1	0.0262239	0.0837680	0.754
D2	-0.0041500	0.0742437	0.955
CONS	-0.8109211	0.5303804	0.126

Número de bancos: 60

Número de observações censuradas a esquerda: 0

Número de observações censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -156.46499

Apêndice VII – Estimativas Simar e Wilson (2000b): em termos de medidas Shephard.⁵⁸

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
0	200006	1.0000	1.4634	-0.4634	0.2748	1.0593	1.9345
208	200006	12.1440	15.5770	-3.4330	1.8078	12.8110	18.508
86413	200006	1.0000	1.2534	-0.2534	0.1068	1.0567	1.4261
360305	200006	1.0000	1.4657	-0.4657	0.2780	1.0564	1.9321
1540541	200006	2.3762	2.9976	-0.6214	0.2818	2.4853	3.4299
4902979	200006	8.0779	10.1630	-2.0856	0.9764	8.4878	11.703
4913711	200006	9.1911	11.3440	-2.1533	0.9452	9.7016	12.861
6271464	200006	7.4409	9.7407	-2.2998	1.1092	7.8748	11.565
6833131	200006	2.2614	2.8533	-0.5919	0.2997	2.3785	3.3482
7196934	200006	6.7059	8.1889	-1.4830	0.6365	7.0743	9.1896
7207996	200006	1.0000	1.3180	-0.3180	0.1311	1.0599	1.4964
7237373	200006	1.0000	1.4469	-0.4469	0.2402	1.0572	1.8009
7450604	200006	2.3223	2.8530	-0.5307	0.2256	2.4293	3.2039
10866788	200006	6.5219	8.0528	-1.5309	0.6746	6.8262	9.1018
13009717	200006	11.2840	14.2440	-2.9595	1.2163	11.9860	16.015
17184037	200006	6.6553	8.3975	-1.7422	0.8450	6.9713	9.7694
17298092	200006	23.1330	29.3830	-6.2509	2.9647	24.4640	34.17
17351180	200006	2.3026	2.7606	-0.4580	0.1903	2.4158	3.0542
28127603	200006	5.0203	6.1909	-1.1706	0.4983	5.3182	7.0002
28195667	200006	1.0000	1.2673	-0.2673	0.1166	1.0458	1.4512
30131502	200006	1.1085	1.3973	-0.2888	0.1288	1.1678	1.6079
30306294	200006	2.0262	2.6156	-0.5894	0.2691	2.1511	3.0552
31516198	200006	1.0000	1.4368	-0.4368	0.2415	1.0574	1.8056
33066408	200006	1.3212	1.6297	-0.3085	0.1500	1.3922	1.8983
33098518	200006	1.0000	1.4453	-0.4453	0.2544	1.0523	1.8384
33124959	200006	1.5166	1.8363	-0.3197	0.1435	1.5914	2.0728
33479023	200006	1.0000	1.3858	-0.3858	0.1797	1.0581	1.6218
33644196	200006	1.0000	1.4483	-0.4483	0.2492	1.0588	1.8325
33700394	200006	1.2448	1.6067	-0.3619	0.1761	1.3092	1.9096
33852567	200006	1.0000	1.3977	-0.3977	0.1960	1.0608	1.6642
33870163	200006	2.2934	2.6802	-0.3868	0.2177	2.3777	3.0751
43073394	200006	1.2617	1.6601	-0.3984	0.2179	1.3167	2.0405
58160789	200006	1.0000	1.4644	-0.4644	0.2651	1.0615	1.8665
58257619	200006	1.3277	1.6496	-0.3219	0.1507	1.4000	1.9025
59109165	200006	1.0000	1.4682	-0.4682	0.2771	1.0670	1.936
59118133	200006	2.0572	2.6639	-0.6067	0.3254	2.1806	3.2431
59285411	200006	1.1548	1.4585	-0.3037	0.1679	1.2103	1.7583
59438325	200006	1.3877	1.6896	-0.3019	0.1122	1.4669	1.8542
59588111	200006	1.0000	1.4583	-0.4583	0.2726	1.0493	1.8977
60394079	200006	2.1798	2.6767	-0.4969	0.2298	2.2854	3.0504
60498557	200006	1.0000	1.3780	-0.3780	0.1817	1.0564	1.6414

⁵⁸ Intervalo de confiança de 95%

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
60701190	200006	1.8040	2.3038	-0.4998	0.2492	1.9005	2.7297
60746948	200006	1.3503	1.7874	-0.4371	0.2540	1.4200	2.2627
60889128	200006	1.5436	1.8448	-0.3012	0.1212	1.6297	2.0419
60898723	200006	1.5849	2.0243	-0.4394	0.1876	1.6651	2.3102
60942638	200006	1.8236	2.3271	-0.5035	0.2375	1.9287	2.7132
61065421	200006	4.2133	5.0882	-0.8749	0.3695	4.4432	5.6896
61186680	200006	1.6977	2.0027	-0.3050	0.1393	1.7902	2.2472
61199881	200006	2.4822	3.1909	-0.7087	0.3460	2.6135	3.763
61411633	200006	1.0000	1.3262	-0.3262	0.1811	1.0491	1.6612
61472676	200006	1.5912	2.0248	-0.4336	0.2313	1.6715	2.3993
61533584	200006	1.3707	1.7214	-0.3507	0.1459	1.4444	1.9451
62136254	200006	1.0000	1.2734	-0.2734	0.1039	1.0669	1.417
62232889	200006	1.0000	1.3547	-0.3547	0.1631	1.0466	1.5759
62331228	200006	1.0000	1.4290	-0.4290	0.2269	1.0541	1.7551
69141539	200006	1.0000	1.3363	-0.3363	0.1487	1.0505	1.5371
76492172	200006	2.8727	3.3599	-0.4872	0.2762	2.9777	3.8632
83876003	200006	20.1850	25.8670	-5.6827	2.4550	21.3420	29.566
90400888	200006	15.8930	19.7630	-3.8695	1.7362	16.7060	22.487
92702067	200006	2.8769	3.5312	-0.6543	0.3245	3.0108	4.0927
0	200012	1.0000	1.4227	-0.4227	0.2532	1.0563	1.897
208	200012	13.0350	16.5620	-3.5266	1.9238	13.5930	19.869
86413	200012	1.0000	1.3339	-0.3339	0.1503	1.0521	1.542
360305	200012	1.0000	1.4372	-0.4372	0.2530	1.0551	1.8991
1540541	200012	2.5919	2.9653	-0.3734	0.1761	2.6969	3.2819
4902979	200012	3.5569	4.0000	-0.4431	0.2456	3.6637	4.4429
4913711	200012	10.1550	12.9650	-2.8092	1.4009	10.6220	15.212
6271464	200012	4.5139	5.4680	-0.9541	0.5460	4.6975	6.5694
6833131	200012	2.7108	3.3093	-0.5985	0.2992	2.8419	3.8404
7196934	200012	5.6739	7.2174	-1.5435	0.7621	5.9610	8.4761
7207996	200012	1.0661	1.3067	-0.2406	0.1086	1.1199	1.4845
7237373	200012	1.0000	1.4176	-0.4176	0.2421	1.0513	1.7914
7450604	200012	2.2495	2.8006	-0.5511	0.2462	2.3659	3.1775
10866788	200012	3.7964	4.4476	-0.6512	0.3425	3.9290	5.0278
13009717	200012	9.7999	12.2650	-2.4653	1.1061	10.3480	14.045
17184037	200012	6.1050	7.6757	-1.5707	0.7566	6.3739	8.9275
17298092	200012	2.3283	2.6664	-0.3381	0.1921	2.3975	3.0094
17351180	200012	2.3514	2.7822	-0.4308	0.1841	2.4673	3.0894
28127603	200012	3.5117	4.2575	-0.7458	0.3206	3.6696	4.7494
28195667	200012	1.0000	1.2627	-0.2627	0.1114	1.0533	1.4356
30131502	200012	1.2228	1.5346	-0.3118	0.1500	1.2862	1.7891
30306294	200012	3.2309	3.9672	-0.7363	0.3791	3.3734	4.6369
31516198	200012	1.0000	1.4182	-0.4182	0.2298	1.0547	1.7703
33066408	200012	1.0401	1.2626	-0.2225	0.1140	1.0842	1.4598
33098518	200012	1.0000	1.4285	-0.4285	0.2377	1.0609	1.8178
33124959	200012	1.7381	2.1378	-0.3997	0.1789	1.8169	2.4238
33479023	200012	1.0000	1.3519	-0.3519	0.1744	1.0485	1.6098
33644196	200012	1.0000	1.4312	-0.4312	0.2470	1.0564	1.8509
33700394	200012	1.0000	1.2489	-0.2489	0.1292	1.0504	1.4765

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
33852567	200012	1.0000	1.3885	-0.3885	0.1985	1.0574	1.6761
33870163	200012	2.5429	3.0352	-0.4923	0.2492	2.6391	3.4534
43073394	200012	1.0000	1.3822	-0.3822	0.1892	1.0583	1.664
58160789	200012	1.0000	1.4238	-0.4238	0.2490	1.0482	1.8676
58257619	200012	1.0000	1.3009	-0.3009	0.1360	1.0499	1.5088
59109165	200012	1.0000	1.4285	-0.4285	0.2573	1.0527	1.9018
59118133	200012	2.3356	2.9570	-0.6214	0.3575	2.4261	3.5946
59285411	200012	1.0309	1.2746	-0.2437	0.1300	1.0760	1.5019
59438325	200012	1.4766	1.7383	-0.2617	0.1109	1.5439	1.9233
59588111	200012	1.0000	1.4125	-0.4125	0.2328	1.0500	1.7839
60394079	200012	1.3292	1.6616	-0.3324	0.1622	1.4009	1.9268
60498557	200012	1.0000	1.3968	-0.3968	0.2071	1.0447	1.6882
60701190	200012	1.4755	1.8983	-0.4228	0.2117	1.5589	2.2756
60746948	200012	1.1355	1.4555	-0.3200	0.1892	1.1954	1.8155
60889128	200012	1.6522	1.9955	-0.3433	0.1364	1.7478	2.2151
60898723	200012	1.5210	1.8726	-0.3516	0.1873	1.5880	2.2066
60942638	200012	1.9130	2.3721	-0.4591	0.2377	2.0046	2.786
61065421	200012	2.8014	3.3299	-0.5285	0.2683	2.9303	3.8029
61186680	200012	1.7607	2.0406	-0.2799	0.1217	1.8430	2.248
61199881	200012	1.5750	1.9873	-0.4123	0.2159	1.6636	2.3774
61411633	200012	1.0000	1.3278	-0.3278	0.1584	1.0539	1.5866
61472676	200012	1.0835	1.3846	-0.3011	0.1806	1.1235	1.708
61533584	200012	1.4098	1.7636	-0.3538	0.1500	1.4907	1.9924
62136254	200012	1.0329	1.2914	-0.2585	0.1158	1.0878	1.4696
62232889	200012	1.0000	1.3658	-0.3658	0.1814	1.0412	1.6194
62331228	200012	1.3015	1.5574	-0.2559	0.1105	1.3594	1.7327
69141539	200012	1.0000	1.3301	-0.3301	0.1371	1.0616	1.5209
76492172	200012	5.6806	6.6694	-0.9888	0.4596	5.8794	7.4035
83876003	200012	1.8783	2.0826	-0.2043	0.1257	1.9214	2.3197
90400888	200012	11.3580	14.0810	-2.7228	1.1800	11.9910	15.942
92702067	200012	2.1724	2.6567	-0.4843	0.2737	2.2304	3.1268
0	200106	1.0000	1.4823	-0.4823	0.2793	1.0591	1.9048
208	200106	16.8960	21.7300	-4.8337	2.4337	17.9320	25.931
86413	200106	1.0929	1.3843	-0.2914	0.1292	1.1579	1.5922
360305	200106	1.2139	1.6400	-0.4261	0.2476	1.2762	2.1464
1540541	200106	5.1558	6.4113	-1.2555	0.5828	5.4739	7.4191
4902979	200106	7.3733	9.5766	-2.2033	1.0699	7.8475	11.31
4913711	200106	13.2590	16.8250	-3.5655	1.6018	14.1910	19.476
6271464	200106	6.5187	8.4323	-1.9136	0.8917	6.8259	9.785
6833131	200106	3.3960	4.2451	-0.8491	0.4363	3.5785	4.9893
7196934	200106	5.9337	7.2460	-1.3123	0.5122	6.2638	8.0311
7207996	200106	1.2418	1.5322	-0.2904	0.1277	1.3253	1.7387
7237373	200106	1.0000	1.4707	-0.4707	0.2600	1.0722	1.8331
7450604	200106	2.3685	2.9694	-0.6009	0.2559	2.5220	3.3721
10866788	200106	8.4585	10.7280	-2.2701	1.0593	8.9347	12.489
13009717	200106	10.5010	12.8200	-2.3194	0.9008	11.1970	14.211
17184037	200106	8.0737	10.4770	-2.4042	1.1200	8.5235	12.239
17298092	200106	7.2323	8.8070	-1.5747	0.6987	7.6238	9.9182

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
17351180	200106	2.7943	3.3946	-0.6003	0.2302	2.9810	3.7516
28127603	200106	5.8556	7.3800	-1.5244	0.6788	6.1837	8.3917
28195667	200106	1.0000	1.3297	-0.3297	0.1330	1.0654	1.5188
30131502	200106	2.0502	2.6409	-0.5907	0.3156	2.1639	3.2021
30306294	200106	5.4968	7.1302	-1.6334	0.7303	5.8063	8.2577
31516198	200106	1.0000	1.4427	-0.4427	0.2189	1.0611	1.7398
33066408	200106	1.0084	1.2846	-0.2762	0.1375	1.0666	1.5123
33098518	200106	1.0000	1.4663	-0.4663	0.2653	1.0563	1.8636
33124959	200106	2.1247	2.6642	-0.5395	0.2238	2.2526	3.0109
33479023	200106	1.0000	1.3449	-0.3449	0.1622	1.0551	1.6183
33644196	200106	1.0000	1.4542	-0.4542	0.2518	1.0595	1.8197
33700394	200106	1.0000	1.3585	-0.3585	0.1682	1.0531	1.615
33852567	200106	1.0000	1.3929	-0.3929	0.1817	1.0623	1.6539
33870163	200106	3.1146	3.9486	-0.8340	0.3596	3.3272	4.5341
43073394	200106	1.0000	1.3865	-0.3865	0.1822	1.0686	1.6782
58160789	200106	1.0000	1.4836	-0.4836	0.2735	1.0618	1.8821
58257619	200106	1.0000	1.4379	-0.4379	0.2173	1.0666	1.7514
59109165	200106	1.0000	1.4830	-0.4830	0.2811	1.0648	1.9163
59118133	200106	2.5828	3.2954	-0.7126	0.3693	2.7276	3.9524
59285411	200106	1.0000	1.3010	-0.3010	0.1546	1.0664	1.5805
59438325	200106	1.9354	2.3300	-0.3946	0.1688	2.0338	2.6013
59588111	200106	1.0000	1.4878	-0.4878	0.2821	1.0602	1.9088
60394079	200106	1.4454	1.8808	-0.4354	0.2047	1.5295	2.2348
60498557	200106	1.0000	1.4219	-0.4219	0.2098	1.0673	1.7081
60701190	200106	1.5332	1.9883	-0.4551	0.2218	1.6182	2.3501
60746948	200106	1.0000	1.4034	-0.4034	0.2010	1.0553	1.7144
60889128	200106	1.6385	2.0517	-0.4132	0.1732	1.7313	2.3163
60898723	200106	1.8539	2.4133	-0.5594	0.2921	1.9613	2.893
60942638	200106	1.5055	1.9425	-0.4370	0.2126	1.5911	2.274
61065421	200106	2.8935	3.6476	-0.7541	0.3023	3.0923	4.1241
61186680	200106	1.7878	2.0980	-0.3102	0.1411	1.8737	2.3389
61199881	200106	1.6114	2.1021	-0.4907	0.2648	1.7115	2.6128
61411633	200106	1.0000	1.3962	-0.3962	0.1931	1.0621	1.6997
61472676	200106	1.0000	1.3143	-0.3143	0.1606	1.0652	1.5854
61533584	200106	1.3652	1.7284	-0.3632	0.1490	1.4460	1.95
62136254	200106	1.1232	1.4088	-0.2856	0.1338	1.1872	1.6288
62232889	200106	1.0000	1.3922	-0.3922	0.1691	1.0662	1.6172
62331228	200106	1.0000	1.3908	-0.3908	0.1772	1.0674	1.6371
69141539	200106	1.0000	1.3492	-0.3492	0.1507	1.0507	1.5542
76492172	200106	17.2450	22.5070	-5.2619	2.3567	18.2690	26.17
83876003	200106	5.8637	7.3740	-1.5103	0.7732	6.1221	8.661
90400888	200106	10.3700	12.9900	-2.6203	1.0830	11.0990	14.713
92702067	200106	2.6703	3.4096	-0.7393	0.3422	2.8251	3.9723
0	200112	1.0000	1.4747	-0.4747	0.2746	1.0592	1.9214
208	200112	16.3700	21.3100	-4.9400	2.9779	17.1010	26.806
86413	200112	1.0000	1.3194	-0.3194	0.1466	1.0596	1.5582
360305	200112	1.1989	1.5803	-0.3814	0.2506	1.2363	2.0293
1540541	200112	5.2047	6.5212	-1.3165	0.6250	5.4703	7.4952

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
4902979	200112	2.9285	3.6736	-0.7451	0.3273	3.1034	4.2027
4913711	200112	19.5320	25.4060	-5.8742	3.1250	20.6170	30.99
6271464	200112	8.0163	10.4630	-2.4471	1.1412	8.4818	12.429
6833131	200112	3.7514	4.5285	-0.7771	0.4057	3.9464	5.263
7196934	200112	9.5863	11.9980	-2.4122	1.0345	10.1790	13.629
7207996	200112	1.7153	2.0746	-0.3593	0.1594	1.8160	2.3449
7237373	200112	1.0525	1.2735	-0.2210	0.0980	1.1096	1.4401
7450604	200112	2.6024	3.2415	-0.6391	0.3180	2.7180	3.7441
10866788	200112	6.8671	8.9314	-2.0643	1.0354	7.2453	10.638
13009717	200112	13.1310	16.0630	-2.9324	1.3238	13.8470	18.275
17184037	200112	3.1345	3.7748	-0.6403	0.2966	3.2478	4.2442
17298092	200112	12.5670	15.7200	-3.1535	1.5033	13.1350	17.938
17351180	200112	2.9757	3.5750	-0.5993	0.2406	3.1475	3.9684
28127603	200112	6.7065	8.2485	-1.5420	0.6374	7.1064	9.297
28195667	200112	1.0000	1.3610	-0.3610	0.1581	1.0559	1.5799
30131502	200112	2.5959	3.3464	-0.7505	0.4079	2.7424	4.0723
30306294	200112	1.0000	1.4369	-0.4369	0.2152	1.0589	1.7244
31516198	200112	1.0000	1.4291	-0.4291	0.2184	1.0594	1.7484
33066408	200112	1.0000	1.3625	-0.3625	0.1552	1.0600	1.5806
33098518	200112	1.0000	1.4618	-0.4618	0.2524	1.0675	1.8512
33124959	200112	1.5206	1.8557	-0.3351	0.1483	1.5956	2.09
33479023	200112	1.0000	1.3783	-0.3783	0.1769	1.0582	1.6664
33644196	200112	1.0000	1.4747	-0.4747	0.2706	1.0702	1.8987
33700394	200112	1.0000	1.3673	-0.3673	0.1691	1.0601	1.6255
33852567	200112	1.2268	1.5456	-0.3188	0.1476	1.2960	1.7746
33870163	200112	1.7273	2.0708	-0.3435	0.1520	1.8294	2.3292
43073394	200112	1.0188	1.3416	-0.3228	0.1811	1.0667	1.6503
58160789	200112	1.0000	1.4785	-0.4785	0.2691	1.0605	1.9191
58257619	200112	1.0000	1.3926	-0.3926	0.1789	1.0723	1.642
59109165	200112	1.0000	1.4712	-0.4712	0.2740	1.0529	1.9224
59118133	200112	2.7327	3.3646	-0.6319	0.3333	2.8657	3.9817
59285411	200112	1.1319	1.4284	-0.2965	0.1619	1.1928	1.7216
59438325	200112	2.1212	2.6376	-0.5164	0.2066	2.2350	2.9391
59588111	200112	1.0000	1.4699	-0.4699	0.2642	1.0596	1.8872
60394079	200112	1.3100	1.7212	-0.4112	0.2000	1.3874	2.0652
60498557	200112	1.0000	1.4406	-0.4406	0.2296	1.0575	1.7823
60701190	200112	1.3521	1.7427	-0.3906	0.1910	1.4343	2.0686
60746948	200112	1.0000	1.3685	-0.3685	0.1970	1.0646	1.7381
60889128	200112	1.5538	1.9566	-0.4028	0.1772	1.6481	2.2304
60898723	200112	1.3961	1.7557	-0.3596	0.1783	1.4686	2.0463
60942638	200112	1.2178	1.5168	-0.2990	0.1342	1.2896	1.7338
61065421	200112	2.5258	2.9951	-0.4693	0.2147	2.6562	3.3583
61186680	200112	1.7462	2.0879	-0.3417	0.1565	1.8258	2.3514
61199881	200112	1.3761	1.7841	-0.4080	0.2049	1.4747	2.1558
61411633	200112	1.0000	1.3488	-0.3488	0.1603	1.0584	1.5873
61472676	200112	1.6013	2.0909	-0.4896	0.2685	1.6728	2.531
61533584	200112	1.7567	2.2247	-0.4680	0.1855	1.8849	2.5056
62136254	200112	1.0000	1.3363	-0.3363	0.1349	1.0588	1.5113

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
62232889	200112	1.0000	1.3867	-0.3867	0.1738	1.0572	1.6062
62331228	200112	3.1127	4.0688	-0.9561	0.4337	3.3003	4.7112
69141539	200112	1.0000	1.3010	-0.3010	0.1166	1.0678	1.4664
76492172	200112	8.9727	11.2180	-2.2460	0.9880	9.4867	12.806
83876003	200112	4.0551	5.0637	-1.0086	0.5247	4.2635	5.9818
90400888	200112	10.0460	12.9070	-2.8615	1.2532	10.6650	14.806
92702067	200112	2.1810	2.7709	-0.5899	0.2895	2.3154	3.266
0	200206	1.0000	1.4383	-0.4383	0.2711	1.0470	1.9174
208	200206	17.0070	21.6930	-4.6861	2.9356	17.7250	27.619
86413	200206	1.1618	1.4385	-0.2767	0.1584	1.1966	1.704
360305	200206	1.1225	1.4431	-0.3206	0.2138	1.1646	1.8569
1540541	200206	9.5921	11.1840	-1.5923	0.7831	9.9642	12.564
4902979	200206	1.1449	1.3483	-0.2034	0.1136	1.1721	1.5382
4913711	200206	19.6770	24.3820	-4.7051	2.4329	20.6000	28.702
6271464	200206	10.2060	12.9430	-2.7369	1.6263	10.7160	16.381
6833131	200206	3.7109	4.3898	-0.6789	0.3306	3.8714	4.977
7196934	200206	7.5543	9.2800	-1.7257	0.8597	7.9615	10.885
7207996	200206	2.0106	2.4098	-0.3992	0.1828	2.1070	2.7172
7237373	200206	1.0000	1.2232	-0.2232	0.0943	1.0498	1.3697
7450604	200206	2.4598	3.0328	-0.5730	0.2948	2.5458	3.4999
10866788	200206	5.6665	6.8091	-1.1426	0.5149	5.9570	7.6801
13009717	200206	13.4030	16.1690	-2.7659	1.1907	14.0390	18.134
17184037	200206	3.1217	3.7314	-0.6097	0.3010	3.2255	4.2041
17298092	200206	12.2290	15.0010	-2.7717	1.5282	12.5860	17.365
17351180	200206	2.9007	3.4522	-0.5515	0.2510	3.0282	3.8654
28127603	200206	6.5206	8.0388	-1.5182	0.6491	6.9300	9.0377
28195667	200206	1.0000	1.3174	-0.3174	0.1483	1.0512	1.5461
30131502	200206	2.0741	2.5766	-0.5025	0.2759	2.1510	3.0553
30306294	200206	1.4747	1.7600	-0.2853	0.1371	1.5408	1.9983
31516198	200206	1.0000	1.3960	-0.3960	0.2227	1.0488	1.7356
33066408	200206	1.0000	1.2472	-0.2472	0.1131	1.0550	1.4349
33098518	200206	1.0000	1.4081	-0.4081	0.2496	1.0434	1.8172
33124959	200206	1.4739	1.7375	-0.2636	0.1158	1.5357	1.9301
33479023	200206	1.0000	1.4106	-0.4106	0.2319	1.0504	1.749
33644196	200206	1.0000	1.4317	-0.4317	0.2711	1.0468	1.8959
33700394	200206	1.0000	1.3299	-0.3299	0.1606	1.0480	1.5753
33852567	200206	1.0113	1.2185	-0.2072	0.0985	1.0552	1.3819
33870163	200206	1.5926	1.8398	-0.2472	0.1288	1.6453	2.0706
43073394	200206	1.0000	1.3280	-0.3280	0.1658	1.0430	1.5884
58160789	200206	1.0000	1.4235	-0.4235	0.2661	1.0520	1.8672
58257619	200206	1.0000	1.3607	-0.3607	0.1746	1.0554	1.6122
59109165	200206	1.0000	1.4305	-0.4305	0.2750	1.0526	1.9201
59118133	200206	2.6686	3.1649	-0.4963	0.2579	2.7795	3.6301
59285411	200206	1.0000	1.3299	-0.3299	0.1546	1.0481	1.5593
59438325	200206	2.2596	2.6835	-0.4239	0.1715	2.3679	2.965
59588111	200206	1.0000	1.4332	-0.4332	0.2748	1.0528	1.9026
60394079	200206	1.6215	2.0256	-0.4041	0.1990	1.6999	2.3663
60498557	200206	1.0000	1.4021	-0.4021	0.2274	1.0476	1.732

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
60701190	200206	1.3946	1.7249	-0.3303	0.1735	1.4607	2.0292
60746948	200206	1.0000	1.3056	-0.3056	0.1863	1.0488	1.6598
60889128	200206	1.6338	1.9795	-0.3457	0.1584	1.7070	2.2299
60898723	200206	1.2677	1.5621	-0.2944	0.1694	1.3081	1.8544
60942638	200206	1.5293	1.7975	-0.2682	0.1382	1.5943	2.0456
61065421	200206	2.4513	2.8107	-0.3594	0.1694	2.5510	3.1143
61186680	200206	1.9399	2.2222	-0.2823	0.1432	2.0100	2.4789
61199881	200206	1.0000	1.2990	-0.2990	0.1375	1.0548	1.5137
61411633	200206	1.6509	2.0907	-0.4398	0.2258	1.7308	2.4753
61472676	200206	1.5680	1.9852	-0.4172	0.2608	1.6100	2.4432
61533584	200206	1.6671	2.0406	-0.3735	0.1606	1.7502	2.2876
62136254	200206	1.2792	1.5594	-0.2802	0.1241	1.3390	1.7536
62232889	200206	1.0000	1.3811	-0.3811	0.1934	1.0518	1.6332
62331228	200206	1.5577	1.9549	-0.3972	0.2184	1.6246	2.3645
69141539	200206	1.0000	1.2630	-0.2630	0.1183	1.0440	1.4387
76492172	200206	9.8916	11.7470	-1.8555	0.9171	10.3060	13.32
83876003	200206	1.3348	1.5342	-0.1994	0.1091	1.3679	1.7226
90400888	200206	10.1670	12.7670	-2.6007	1.2737	10.7040	14.92
92702067	200206	2.6494	3.3038	-0.6544	0.3348	2.7748	3.8842
0	200212	1.0000	1.4590	-0.4590	0.2553	1.0623	1.8908
208	200212	15.3090	19.9080	-4.5982	2.6589	15.9670	24.616
86413	200212	1.1507	1.4491	-0.2984	0.1229	1.2272	1.6374
360305	200212	1.0000	1.3613	-0.3613	0.1954	1.0579	1.7142
1540541	200212	7.6308	9.4285	-1.7977	0.7725	8.1324	10.749
4902979	200212	1.0000	1.3228	-0.3228	0.1360	1.0522	1.5128
4913711	200212	14.3800	18.6050	-4.2249	1.9827	15.2830	21.886
6271464	200212	4.1349	5.1585	-1.0236	0.4641	4.3938	5.9413
6833131	200212	3.7653	4.6851	-0.9198	0.4177	3.9941	5.3784
7196934	200212	3.4700	4.1824	-0.7124	0.3106	3.6580	4.7073
7207996	200212	2.2663	2.8375	-0.5712	0.2550	2.4140	3.256
7237373	200212	1.1476	1.4092	-0.2616	0.1439	1.1840	1.6658
7450604	200212	1.3955	1.6963	-0.3008	0.1237	1.4715	1.885
10866788	200212	5.7458	7.3190	-1.5732	0.6957	6.0630	8.4125
13009717	200212	9.0175	10.8650	-1.8479	0.7351	9.5922	12.064
17184037	200212	2.9310	3.6030	-0.6720	0.2891	3.0774	4.0357
17298092	200212	3.5108	4.3134	-0.8026	0.3372	3.7214	4.8419
17351180	200212	2.5278	3.1648	-0.6370	0.2919	2.6680	3.6297
28127603	200212	5.0332	6.2064	-1.1732	0.5361	5.2900	7.0315
28195667	200212	1.0458	1.3220	-0.2762	0.1158	1.1070	1.5005
30131502	200212	2.1215	2.7514	-0.6299	0.3119	2.2380	3.2749
30306294	200212	1.0000	1.4402	-0.4402	0.2328	1.0596	1.7827
31516198	200212	1.0000	1.4212	-0.4212	0.2216	1.0542	1.7529
33066408	200212	1.0000	1.2622	-0.2622	0.1249	1.0560	1.4692
33098518	200212	1.0000	1.4488	-0.4488	0.2484	1.0567	1.8479
33124959	200212	1.7550	2.1210	-0.3660	0.1594	1.8379	2.3652
33479023	200212	1.0000	1.4188	-0.4188	0.2110	1.0578	1.709
33644196	200212	1.0000	1.4580	-0.4580	0.2482	1.0719	1.8704
33700394	200212	1.0000	1.3614	-0.3614	0.1622	1.0626	1.5922

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
33852567	200212	1.1511	1.4057	-0.2546	0.1233	1.2201	1.6257
33870163	200212	2.1405	2.5346	-0.3941	0.1990	2.2231	2.8755
43073394	200212	1.0000	1.3622	-0.3622	0.1738	1.0594	1.6447
58160789	200212	1.0000	1.4608	-0.4608	0.2518	1.0556	1.8612
58257619	200212	1.0000	1.3916	-0.3916	0.1838	1.0549	1.6296
59109165	200212	1.0000	1.4509	-0.4509	0.2573	1.0630	1.9127
59118133	200212	2.6892	3.3852	-0.6960	0.3176	2.8439	3.9051
59285411	200212	1.0000	1.4015	-0.4015	0.1881	1.0618	1.674
59438325	200212	2.6630	3.3043	-0.6413	0.2771	2.8249	3.763
59588111	200212	1.0000	1.4546	-0.4546	0.2553	1.0594	1.8961
60394079	200212	1.0702	1.2382	-0.1680	0.1005	1.0969	1.4169
60498557	200212	1.0000	1.4273	-0.4273	0.2289	1.0602	1.7458
60701190	200212	1.3964	1.7855	-0.3891	0.1962	1.4691	2.1139
60746948	200212	1.0185	1.3464	-0.3279	0.1913	1.0753	1.705
60889128	200212	1.3136	1.6514	-0.3378	0.1353	1.3993	1.8476
60898723	200212	1.5471	1.9851	-0.4380	0.2581	1.5931	2.4113
60942638	200212	1.6021	1.9022	-0.3001	0.1584	1.6557	2.1747
61065421	200212	4.1852	4.9071	-0.7219	0.3486	4.3567	5.5069
61186680	200212	1.8828	2.2838	-0.4010	0.1892	1.9681	2.6016
61199881	200212	1.0000	1.3822	-0.3822	0.1706	1.0610	1.6179
61411633	200212	2.1863	2.7995	-0.6132	0.3183	2.2914	3.3326
61472676	200212	2.4439	3.2089	-0.7650	0.4386	2.5819	3.9798
61533584	200212	1.7048	2.1388	-0.4340	0.1780	1.8085	2.4032
62136254	200212	1.0468	1.2884	-0.2416	0.0949	1.1057	1.4279
62232889	200212	1.0000	1.3609	-0.3609	0.1578	1.0490	1.5621
62331228	200212	1.0000	1.4297	-0.4297	0.2126	1.0623	1.7402
69141539	200212	1.0000	1.3481	-0.3481	0.1483	1.0623	1.5429
76492172	200212	12.0440	15.4880	-3.4437	1.3622	12.8920	17.433
83876003	200212	2.2320	2.8286	-0.5966	0.2769	2.3429	3.2991
90400888	200212	6.7713	8.5601	-1.7888	0.7421	7.2190	9.6532
92702067	200212	2.3763	3.0070	-0.6307	0.3217	2.4980	3.55
0	200306	1.0000	1.4257	-0.4257	0.2693	1.0527	1.9084
208	200306	12.4510	15.5470	-3.0956	2.0051	12.9210	19.617
86413	200306	1.4778	1.7773	-0.2995	0.1323	1.5481	1.9939
360305	200306	1.0000	1.3555	-0.3555	0.2007	1.0528	1.734
1540541	200306	6.7307	7.9404	-1.2097	0.6367	7.0355	9.0582
4902979	200306	1.0147	1.2653	-0.2506	0.1292	1.0578	1.4687
4913711	200306	18.5220	23.2610	-4.7390	2.3636	19.3830	27.224
6271464	200306	5.2260	6.4375	-1.2115	0.6365	5.4519	7.4938
6833131	200306	3.2541	3.8130	-0.5589	0.3116	3.3763	4.366
7196934	200306	5.5209	6.8426	-1.3217	0.7281	5.7526	8.0506
7207996	200306	2.0155	2.3979	-0.3824	0.1789	2.1023	2.704
7237373	200306	1.0000	1.3231	-0.3231	0.1562	1.0407	1.5328
7450604	200306	1.5676	1.9153	-0.3477	0.1694	1.6498	2.1858
10866788	200306	11.7840	14.7490	-2.9650	1.4006	12.3710	16.915
13009717	200306	10.3940	12.3140	-1.9201	0.8920	10.8770	13.869
17184037	200306	3.8056	4.6416	-0.8360	0.3831	3.9865	5.2808
17298092	200306	4.3896	5.4689	-1.0793	0.5238	4.5706	6.294

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
17351180	200306	2.2997	2.7740	-0.4743	0.2328	2.4052	3.1627
28127603	200306	6.2488	7.6768	-1.4280	0.7005	6.5365	8.8122
28195667	200306	1.1098	1.3585	-0.2487	0.1140	1.1670	1.5448
30131502	200306	1.7762	2.2480	-0.4718	0.3382	1.8162	2.9041
30306294	200306	1.0000	1.3615	-0.3615	0.1841	1.0444	1.6307
31516198	200306	1.0000	1.4022	-0.4022	0.2371	1.0431	1.7918
33066408	200306	1.0718	1.3089	-0.2371	0.1187	1.1178	1.5139
33098518	200306	1.0000	1.4266	-0.4266	0.2668	1.0560	1.8922
33124959	200306	1.8097	2.1192	-0.3095	0.1591	1.8821	2.406
33479023	200306	1.0000	1.3039	-0.3039	0.1371	1.0475	1.4958
33644196	200306	1.0000	1.4085	-0.4085	0.2561	1.0442	1.8416
33700394	200306	1.0000	1.2659	-0.2659	0.1371	1.0519	1.5036
33852567	200306	1.0594	1.3155	-0.2561	0.1338	1.1032	1.5519
33870163	200306	1.8417	2.1080	-0.2663	0.1342	1.8947	2.3456
43073394	200306	1.1931	1.5200	-0.3269	0.1811	1.2509	1.8293
58160789	200306	1.0000	1.4254	-0.4254	0.2651	1.0423	1.8605
58257619	200306	1.0000	1.3338	-0.3338	0.1622	1.0471	1.5639
59109165	200306	1.0000	1.4298	-0.4298	0.2648	1.0530	1.912
59118133	200306	2.5167	3.0147	-0.4980	0.2468	2.6294	3.4507
59285411	200306	1.0000	1.3802	-0.3802	0.2163	1.0480	1.7086
59438325	200306	2.7999	3.4453	-0.6454	0.2851	2.9369	3.91
59588111	200306	1.0000	1.4220	-0.4220	0.2718	1.0418	1.9069
60394079	200306	1.4955	1.7370	-0.2415	0.1327	1.5523	1.9882
60498557	200306	1.0000	1.3954	-0.3954	0.2258	1.0453	1.7401
60701190	200306	1.5094	1.8648	-0.3554	0.1863	1.5761	2.1877
60746948	200306	1.1946	1.5278	-0.3332	0.2220	1.2456	1.976
60889128	200306	1.6985	2.0723	-0.3738	0.1628	1.7732	2.3279
60898723	200306	1.8404	2.2172	-0.3768	0.2184	1.8985	2.6102
60942638	200306	2.0544	2.3912	-0.3368	0.1865	2.1304	2.7368
61065421	200306	1.0000	1.4255	-0.4255	0.2625	1.0525	1.9019
61186680	200306	1.6060	1.8779	-0.2719	0.1249	1.6787	2.0931
61199881	200306	1.0000	1.3002	-0.3002	0.1584	1.0532	1.5575
61411633	200306	1.6628	2.0582	-0.3954	0.1783	1.7438	2.3396
61472676	200306	1.7048	2.1624	-0.4576	0.2291	1.7777	2.5524
61533584	200306	1.2008	1.5043	-0.3035	0.1360	1.2615	1.7074
62136254	200306	1.0000	1.3755	-0.3755	0.2078	1.0407	1.6796
62232889	200306	1.1195	1.4185	-0.2990	0.1364	1.1782	1.6274
62331228	200306	1.8035	2.2680	-0.4645	0.2590	1.8756	2.6979
69141539	200306	1.0000	1.3245	-0.3245	0.1575	1.0488	1.5318
76492172	200306	7.8525	9.2980	-1.4455	0.6629	8.2182	10.478
83876003	200306	2.2158	2.7662	-0.5504	0.2988	2.3096	3.2684
90400888	200306	6.3976	7.9093	-1.5117	0.6707	6.6774	8.9881
92702067	200306	1.8974	2.3174	-0.4200	0.1939	1.9878	2.6338
0	200312	1.0000	1.4434	-0.4434	0.2619	1.0537	1.8715
208	200312	20.7950	26.7260	-5.9311	3.5108	21.8290	32.981
86413	200312	1.0000	1.4381	-0.4381	0.2532	1.0585	1.8449
360305	200312	1.0000	1.4271	-0.4271	0.2598	1.0468	1.8693
1540541	200312	8.4165	10.5910	-2.1745	1.1811	8.7794	12.479

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
4902979	200312	3.7590	4.8985	-1.1395	0.5941	3.9559	5.9581
4913711	200312	2.6058	3.1754	-0.5696	0.2744	2.7494	3.6578
6271464	200312	6.4878	8.3446	-1.8568	0.9060	6.8280	9.866
6833131	200312	1.1842	1.4880	-0.3038	0.1572	1.2366	1.7604
7196934	200312	7.7513	9.9298	-2.1785	1.0270	8.1955	11.622
7207996	200312	1.7717	2.1218	-0.3501	0.1435	1.8680	2.3535
7237373	200312	1.0000	1.3637	-0.3637	0.1822	1.0509	1.6255
7450604	200312	1.0000	1.3040	-0.3040	0.1526	1.0495	1.5694
10866788	200312	10.6740	13.0990	-2.4248	1.0887	11.1560	14.817
13009717	200312	2.3130	2.9338	-0.6208	0.2963	2.4349	3.4445
17184037	200312	3.5248	4.2899	-0.7651	0.3685	3.7167	4.9304
17298092	200312	1.0000	1.2162	-0.2162	0.1565	1.0202	1.5108
17351180	200312	6.7159	8.3778	-1.6619	0.8101	7.0579	9.6646
28127603	200312	3.1262	3.8022	-0.6760	0.4898	3.1893	4.7231
28195667	200312	1.0460	1.2651	-0.2191	0.0849	1.1047	1.4021
30131502	200312	1.3204	1.6886	-0.3682	0.2402	1.3616	2.1475
30306294	200312	1.0000	1.4286	-0.4286	0.2472	1.0566	1.8388
31516198	200312	1.0000	1.4140	-0.4140	0.2198	1.0608	1.7642
33066408	200312	1.2979	1.6217	-0.3238	0.1723	1.3533	1.9131
33098518	200312	1.0000	1.4200	-0.4200	0.2470	1.0482	1.8344
33124959	200312	2.2626	2.7852	-0.5226	0.2433	2.3788	3.1979
33479023	200312	1.0000	1.3229	-0.3229	0.1473	1.0480	1.5287
33644196	200312	1.0000	1.4312	-0.4312	0.2557	1.0502	1.852
33700394	200312	1.0000	1.2457	-0.2457	0.1311	1.0475	1.4738
33852567	200312	1.1878	1.4685	-0.2807	0.1386	1.2443	1.7185
33870163	200312	1.0000	1.4474	-0.4474	0.2619	1.0525	1.8733
43073394	200312	1.0000	1.3038	-0.3038	0.1772	1.0435	1.6196
58160789	200312	1.0000	1.4399	-0.4399	0.2561	1.0567	1.8773
58257619	200312	1.0231	1.3143	-0.2912	0.1507	1.0731	1.5612
59109165	200312	1.0000	1.4270	-0.4270	0.2598	1.0476	1.863
59118133	200312	2.8016	3.5292	-0.7276	0.3447	2.9480	4.121
59285411	200312	1.0000	1.4264	-0.4264	0.2392	1.0585	1.7908
59438325	200312	2.7959	3.4749	-0.6790	0.3105	2.9381	3.9935
59588111	200312	1.0000	1.4369	-0.4369	0.2619	1.0480	1.8647
60394079	200312	2.1252	2.5749	-0.4497	0.2702	2.1756	3.0496
60498557	200312	1.0000	1.3178	-0.3178	0.1446	1.0467	1.5333
60701190	200312	2.6619	3.3763	-0.7144	0.3667	2.7886	3.9991
60746948	200312	1.1577	1.4924	-0.3347	0.2138	1.2060	1.914
60889128	200312	1.0000	1.3305	-0.3305	0.1640	1.0454	1.602
60898723	200312	5.6628	6.8864	-1.2236	0.8873	5.7771	8.5623
60942638	200312	3.1073	3.8370	-0.7297	0.3903	3.2267	4.5025
61065421	200312	1.0000	1.4483	-0.4483	0.2577	1.0582	1.8722
61186680	200312	1.2516	1.4897	-0.2381	0.1039	1.3156	1.6731
61199881	200312	1.0000	1.2933	-0.2933	0.1549	1.0438	1.5609
61411633	200312	1.3404	1.6899	-0.3495	0.1664	1.4124	1.9764
61472676	200312	1.1684	1.4875	-0.3191	0.1539	1.2286	1.7547
61533584	200312	1.7918	2.2641	-0.4723	0.2007	1.8962	2.5696
62136254	200312	1.0000	1.3463	-0.3463	0.1670	1.0510	1.6019

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
62232889	200312	1.6076	2.0329	-0.4253	0.1857	1.6816	2.3098
62331228	200312	1.0000	1.4383	-0.4383	0.2557	1.0553	1.8461
69141539	200312	1.0000	1.3731	-0.3731	0.1828	1.0492	1.6299
76492172	200312	6.3239	7.8945	-1.5706	0.7738	6.5931	9.1521
83876003	200312	3.2880	4.2035	-0.9155	0.5186	3.4357	5.1146
90400888	200312	6.4941	8.0649	-1.5708	0.6755	6.8370	9.1112
92702067	200312	2.1986	2.7819	-0.5833	0.2689	2.3074	3.2068
0	200406	1.0000	1.4437	-0.4437	0.2583	1.0561	1.9264
208	200406	16.1310	20.4090	-4.2781	2.1729	16.8750	24.143
86413	200406	1.8046	2.1697	-0.3651	0.1435	1.9008	2.3917
360305	200406	1.0000	1.4508	-0.4508	0.2587	1.0584	1.9294
1540541	200406	4.1142	5.0531	-0.9389	0.3926	4.3685	5.6681
4902979	200406	2.0797	2.6336	-0.5539	0.2644	2.1902	3.0796
4913711	200406	18.9190	23.8420	-4.9229	2.3494	19.8500	27.678
6271464	200406	3.7508	4.6726	-0.9218	0.4113	3.9597	5.3483
6833131	200406	3.0211	3.7300	-0.7089	0.3607	3.1578	4.3168
7196934	200406	4.9162	6.0687	-1.1525	0.5639	5.1919	7.0481
7207996	200406	2.6091	3.2870	-0.6779	0.3007	2.7639	3.7534
7237373	200406	1.0000	1.3327	-0.3327	0.1473	1.0618	1.5609
7450604	200406	1.3353	1.6548	-0.3195	0.1342	1.4032	1.8643
10866788	200406	13.9740	17.9940	-4.0202	1.8490	14.7330	20.882
13009717	200406	14.6390	17.3860	-2.7471	1.3403	15.3410	19.733
17184037	200406	4.5595	5.9184	-1.3589	0.6113	4.8561	6.8738
17298092	200406	1.0000	1.2264	-0.2264	0.1628	1.0192	1.5379
17351180	200406	1.0427	1.3452	-0.3025	0.1849	1.0867	1.6941
28127603	200406	3.1262	3.8340	-0.7078	0.5092	3.1865	4.808
28195667	200406	1.0000	1.4403	-0.4403	0.2431	1.0559	1.7996
30131502	200406	1.4401	1.8633	-0.4232	0.2706	1.4916	2.3854
30306294	200406	1.0000	1.4338	-0.4338	0.2313	1.0563	1.7671
31516198	200406	1.0000	1.4421	-0.4421	0.2565	1.0458	1.8481
33066408	200406	1.3046	1.6699	-0.3653	0.1803	1.3791	1.9762
33098518	200406	1.0000	1.4484	-0.4484	0.2617	1.0581	1.9288
33124959	200406	2.3456	2.9274	-0.5818	0.2720	2.4662	3.3749
33479023	200406	1.0000	1.4230	-0.4230	0.2243	1.0524	1.7473
33644196	200406	1.0000	1.4445	-0.4445	0.2445	1.0542	1.8082
33700394	200406	1.0940	1.3383	-0.2443	0.1411	1.1454	1.6037
33852567	200406	1.4185	1.7558	-0.3373	0.1533	1.5030	2.0236
33870163	200406	1.0000	1.4442	-0.4442	0.2478	1.0566	1.8253
43073394	200406	1.0000	1.4441	-0.4441	0.2608	1.0548	1.9038
58160789	200406	1.0000	1.4233	-0.4233	0.2261	1.0482	1.7514
58257619	200406	1.0019	1.2841	-0.2822	0.1375	1.0641	1.5125
59109165	200406	1.0000	1.4484	-0.4484	0.2613	1.0478	1.9296
59118133	200406	3.8201	4.8621	-1.0420	0.4996	4.0354	5.7082
59285411	200406	1.0000	1.4187	-0.4187	0.2193	1.0477	1.7367
59438325	200406	2.4676	3.0435	-0.5759	0.2691	2.6099	3.4996
59588111	200406	1.0000	1.4273	-0.4273	0.2276	1.0554	1.7684
60394079	200406	1.6109	1.9882	-0.3773	0.1903	1.6706	2.2852
60498557	200406	1.7641	2.2078	-0.4437	0.2081	1.8606	2.5511

cnpj	período	DEA Eff scores	Bias Corrected	Bias	dp estimado	Lim Inf	Lim Sup
60701190	200406	3.8644	4.9506	-1.0862	0.5147	4.0945	5.8057
60746948	200406	1.0243	1.3245	-0.3002	0.1977	1.0621	1.7262
60889128	200406	2.0985	2.5925	-0.4940	0.2083	2.2355	2.9486
60898723	200406	5.6628	6.9449	-1.2821	0.9224	5.7720	8.7093
60942638	200406	3.2984	4.1194	-0.8210	0.4124	3.4371	4.761
61065421	200406	1.0000	1.4415	-0.4415	0.2590	1.0588	1.9289
61186680	200406	1.5303	1.8864	-0.3561	0.1463	1.6328	2.1248
61199881	200406	1.0000	1.3545	-0.3545	0.1775	1.0524	1.6398
61411633	200406	1.7264	2.1843	-0.4579	0.2175	1.8184	2.531
61472676	200406	1.8407	2.4012	-0.5605	0.3116	1.9378	2.9947
61533584	200406	1.2777	1.5698	-0.2921	0.1179	1.3459	1.7523
62136254	200406	1.0000	1.3322	-0.3322	0.1792	1.0529	1.6564
62232889	200406	1.0000	1.4382	-0.4382	0.2427	1.0577	1.8069
62331228	200406	1.4967	1.9432	-0.4465	0.2343	1.5740	2.3674
69141539	200406	1.0000	1.3795	-0.3795	0.1664	1.0717	1.5835
76492172	200406	1.4504	1.9095	-0.4591	0.2126	1.5319	2.2535
83876003	200406	2.8452	3.5519	-0.7067	0.3912	2.9642	4.2725
90400888	200406	6.6312	8.4961	-1.8649	0.8665	6.9777	9.835
92702067	200406	2.5358	3.1547	-0.6189	0.2927	2.6779	3.6474

Apêndice VIII – Os Cinco Mais Eficientes Bancos por Semestre.

rank	período	cnpj	banco	m60
1º	200006	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.2409
2º	200006	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2367
3º	200006	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2291
4º	200006	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.2282
5º	200006	6833131	BANCO DO ESTADO DO PIAUI S.A. – BEP	1.1878
1º	200012	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2065
2º	200012	62136254	BANCO CRUZEIRO DO SUL S.A.	1.1577
3º	200012	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1568
4º	200012	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1508
5º	200012	60498557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.	1.1194
1º	200106	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.3486
2º	200106	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.2024
3º	200106	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1818
4º	200106	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1813
5º	200106	60498557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.	1.1549
1º	200112	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2178
2º	200112	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1371
3º	200112	60498557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.	1.1317
4º	200112	62136254	BANCO CRUZEIRO DO SUL S.A.	1.1207
5º	200112	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1154
1º	200206	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2317
2º	200206	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2143
3º	200206	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1343
4º	200206	33098518	BANCO FININVEST S.A.	1.1038
5º	200206	59285411	BANCO PANAMERICANO S.A.	1.0818
1º	200212	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.4252
2º	200212	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2329
3º	200212	33098518	BANCO FININVEST S.A.	1.1823
4º	200212	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1594
5º	200212	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.1266
1º	200306	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.4333
2º	200306	61065421	BANCO MERCANTIL DE SAO PAULO S.A.	1.4094
3º	200306	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2165
4º	200306	33098518	BANCO FININVEST S.A.	1.1641
5º	200306	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.1445
1º	200312	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.4001
2º	200312	17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A. – BEMGE	1.3928
3º	200312	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1713
4º	200312	33098518	BANCO FININVEST S.A.	1.1208
5º	200312	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.1119
1º	200406	17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A. – BEMGE	1.4045
2º	200406	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.3532
3º	200406	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2184
4º	200406	59438325	AMERICAN EXPRESS BANK (BRASIL) BANCO MÚLTIPLO S.A.	1.1443
5º	200406	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1299

Apêndice IX – As Quarenta Maiores Eficiências da Amostra.

rank	período	cnpj	banco	m60
1º	200306	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.4333
2º	200212	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.4252
3º	200306	61065421	BANCO MERCANTIL DE SAO PAULO S.A.	1.4094
4º	200406	17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A.	1.4045
5º	200312	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.4001
6º	200312	17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A.	1.3928
7º	200406	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.3532
8º	200106	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.3486
9º	200006	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.2409
10º	200006	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2367
11º	200212	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2329
12º	200206	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2317
13º	200006	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2291
14º	200006	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.2282
15º	200406	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2184
16º	200112	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2178
17º	200306	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2165
18º	200206	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.2143
19º	200012	33644196	BANCO FATOR S.A.	1.2065
20º	200106	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.2024
21º	200006	6833131	BANCO DO ESTADO DO PIAUI S.A. – BEP	1.1878
22º	200212	33098518	BANCO FININVEST S.A.	1.1823
23º	200106	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1818
24º	200106	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1813
25º	200312	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1713
26º	200006	62136254	BANCO CRUZEIRO DO SUL S.A.	1.1665
27º	200306	33098518	BANCO FININVEST S.A.	1.1641
28º	200212	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1594
29º	200012	62136254	BANCO CRUZEIRO DO SUL S.A.	1.1577
30º	200012	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1568
31º	200106	60498557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.	1.1549
32º	200012	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1508
33º	200106	61533584	BANCO SOCIETE GENERALE BRASIL S.A.	1.1448
34º	200306	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.	1.1445
35º	200406	59438325	AMERICAN EXPRESS BANK (BRASIL)	1.1443
36º	200112	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.	1.1371
37º	200306	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1358
38º	200206	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1343
39º	200112	60498557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.	1.1317
40º	200406	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.	1.1299

Apêndice X – As Quarenta Menores Eficiências da Amostra.

rank	período	cnpj	banco	m60
540 ^o	200312	208	BRB - BANCO DE BRASÍLIA S.A.	0.0701
539 ^o	200112	208	BRB - BANCO DE BRASÍLIA S.A.	0.0792
538 ^o	200206	208	BRB - BANCO DE BRASÍLIA S.A.	0.0928
537 ^o	200112	17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A.	0.1049
536 ^o	200206	17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A.	0.1051
535 ^o	200006	208	BRB - BANCO DE BRASÍLIA S.A.	0.1229
534 ^o	200006	83876003	BANCO DO ESTADO DE SANTA CATARINA S.A.	0.1242
533 ^o	200212	208	BRB - BANCO DE BRASÍLIA S.A.	0.1286
532 ^o	200006	17298092	BANCO DO ESTADO DE MINAS GERAIS S.A.	0.1501
531 ^o	200312	1540541	BANCO BEG S.A.	0.1551
530 ^o	200206	76492172	BANCO BANESTADO S.A.	0.1588
529 ^o	200006	90400888	BANCO SANTANDER MERIDIONAL S.A.	0.1647
528 ^o	200406	13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A. – BANESE	0.1703
527 ^o	200206	13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A. – BANESE	0.1809
526 ^o	200112	7196934	BANCO DO ESTADO DO CEARA S.A. – BEC	0.2082
525 ^o	200112	13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A. – BANESE	0.2159
524 ^o	200106	13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A. – BANESE	0.2170
523 ^o	200212	76492172	BANCO BANESTADO S.A.	0.2197
522 ^o	200106	76492172	BANCO BANESTADO S.A.	0.2261
521 ^o	200406	10866788	BANCO DE PERNAMBUCO S.A. – BANDEPE	0.2262
520 ^o	200406	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARA S.A. – BANPARA	0.2382
519 ^o	200206	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARA S.A. – BANPARA	0.2463
518 ^o	200006	13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A. – BANESE	0.2469
517 ^o	200306	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARA S.A. – BANPARA	0.2506
516 ^o	200206	1540541	BANCO BEG S.A.	0.2715
515 ^o	200106	10866788	BANCO DE PERNAMBUCO S.A. – BANDEPE	0.2808
514 ^o	200312	10866788	BANCO DE PERNAMBUCO S.A. – BANDEPE	0.2833
513 ^o	200106	83876003	BANCO DO ESTADO DE SANTA CATARINA S.A.	0.3026
512 ^o	200012	90400888	BANCO SANTANDER MERIDIONAL S.A.	0.3084
511 ^o	200012	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARA S.A. – BANPARA	0.3146
510 ^o	200112	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARA S.A. – BANPARA	0.3196
509 ^o	200112	6271464	BANCO DO ESTADO DO MARANHÃO S.A. – BEM	0.3270
508 ^o	200212	13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A. – BANESE	0.3290
507 ^o	200212	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARA S.A. – BANPARA	0.3366
506 ^o	200006	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARA S.A. – BANPARA	0.3380
505 ^o	200312	60942638	BANCO SUDAMERIS BRASIL S.A.	0.3467
504 ^o	200306	7196934	BANCO DO ESTADO DO CEARA S.A. – BEC	0.3479
503 ^o	200012	208	BRB - BANCO DE BRASÍLIA S.A.	0.3678
502 ^o	200112	90400888	BANCO SANTANDER MERIDIONAL S.A.	0.3689
501 ^o	200212	61065421	BANCO MERCANTIL DE SÃO PAULO S.A.	0.3738

Apêndice XI: O Modelo de Panzar & Rosse

O trabalho dos autores começa com o modelo de monopólio. Defina y como um vetor de variáveis de decisão que afetam a receita da firma, $R=R(y, z)$, onde z é um vetor de variáveis exógenas que afetam a função receita. Assuma que os custos da firma dependem de y , $C=C(y, w, t)$, onde w é um vetor de variáveis exógenas que afetam a função custo da firma e os vetores t e z podem ou não ter componentes em comum.

O lucro da firma pode ser escrito como $\pi = R-C = \pi(y, z, w, t)$. Seja $y^0 = \text{argmax}_y \{\pi(y, z, w, t)\}$ e $y^1 = \text{argmax}_y \{\pi(y, z, (1+h)w, t)\}$, onde $h \geq 0$. Defina $R^0 = R(y^0, z) = R^*(z, w, t)$ e $R^1 = R(y^1, z) = R^*(z, (1+h)w, t)$, onde R^* é a função receita na forma reduzida. Assim, pela definição:

$$R^1 - C(y^1, (1+h)w, t) \geq R^0 - C(y^0, (1+h)w, t)$$

Como C é linearmente homogênea em w :

$$R^1 - (1+h)C(y^1, w, t) \geq R^0 - (1+h)C(y^0, w, t)$$

Igualmente, pode-se ter o caso onde:

$$R^0 - C(y^0, w, t) \geq R^1 - C(y^1, w, t)$$

Multiplicando os dois lados por $(1+h)$:

$$-h(R^1 - R^0) \geq 0$$

Dividindo por $-h^2$:

$$(R^1 - R^0)/h \geq [R^*(z, (1+h)w, t) - R^*(z, w, t)]/h \leq 0.$$

Esta versão não-paramétrica estabelece que um aumento no custo resulta num decréscimo proporcional na receita da firma. Assumindo que a função receita na forma reduzida é diferenciável no limite quando $h \rightarrow 0$ e dividindo o resultado por R^* :

$$\Psi^* = \sum w_i (\partial R^* / \partial w_i) / R^* \leq 0$$

Teorema: a soma das elasticidades da equação de receita na forma reduzida do monopolista precisa ser não positiva.

A primeira hipótese alternativa dos autores foi uma teoria de concorrência monopolista, onde se tem um equilíbrio individual e um equilíbrio em grupo. Assim, cada firma vista isoladamente nas duas teorias podem comportar-se como um monopólio e suas ações satisfazem todas as condições da maximização do lucro do monopólio. Apesar disso, espera-se que o exame dos efeitos das trocas nas variáveis exógenas faça com que as forças ocultas das condições do equilíbrio em grupo apareçam.

As firmas estabelecem seu preço de forma que a receita marginal percebida seja igual ao custo marginal ($RMg = CMg$). A curva de demanda enfrentada pela firma individual depende do preço dos produtos substitutos no mercado.

A entrada ou saída de produtos em resposta ao lucro ou prejuízo fará com que a demanda percebida da firma representativa se desloque, até que, no equilíbrio de longo prazo, o lucro econômico zero é obtido. Sob simetria, essas condições definem duas equações que determinam o número de firmas de equilíbrio e seus níveis de produto.

Como no caso do monopólio, as variáveis exógenas são os preços de fatores. O efeito imediato de um aumento no preço dos insumos é o deslocamento para cima nas curvas de custo marginal e custo médio, reduzindo seu produto. Entretanto, tal efeito pode resultar numa perda para firma representativa, induzindo a saída de algumas firmas, gerando um deslocamento para cima da curva de demanda enfrentada pela firma representativa até que o equilíbrio seja restabelecido.

Assim, defina a função demanda inversa percebida pela firma como $P(y, n, z)$, onde, em simetria, relacionam o preço P com o produto da firma y , o número de rivais n e um vetor de variáveis exógenas z . Assuma $\partial P/\partial y \equiv P_y < 0$ e $\partial P/\partial n \equiv P_n < 0$.

Premissa: a elasticidade da demanda percebida enfrentada por uma firma individual $e(y, n, z) \equiv -P[\partial P/\partial y]$, é função não decrescente do número de rivais simétricos, ou seja, $\partial e/\partial n \geq 0$.

A elasticidade da demanda da firma aumenta com o número de substitutos com os quais compete. Para analisar o equilíbrio defina $R(y, n, z) = yP(y, n, z)$, caracterizado como um sistema com duas equações:

$$\begin{aligned} R_y - C_y &= 0 \\ R(y, \hat{n}, z) - C(\hat{y}, w, t) &= 0 \end{aligned}$$

Essas equações assumem implicitamente que os valores de equilíbrio de longo prazo de \hat{n} e \hat{y} são funções das variáveis exógenas z , w e t .

Fazendo o diferencial total com respeito à w_i e resolvendo pela regra de Cramer:

$$\frac{\partial y}{\partial w_i} = \frac{\left\{ R_n \left(\frac{\partial \tilde{x}}{\partial y} \right) - R_{yn} \tilde{x}_i \right\}}{\hat{D}}$$

Onde $\tilde{x}_i(y, w, t)$ são funções demanda condicional ao fator e $\hat{D} \equiv (R_{yy} - C_{yy})R_n > 0$ vem das condições de segunda ordem associada a primeira equação do sistema.

Como $\hat{R}(z, w, t) = R(\hat{y}, \hat{n}, z)$ e utilizando a segunda equação do sistema, além da *chain rule*, tem-se:

$$\frac{\partial \hat{R}}{\partial w_i} = C_y \left(\frac{\partial \hat{y}}{\partial w_i} \right) + \tilde{x}_i$$

Multiplicando por $\frac{w_i}{\hat{R}}$ e fazendo o somatório de todos os insumos, obtém-se:

$$\hat{\Psi} = \frac{\sum w_i \left(\frac{\partial \hat{R}}{\partial w_i} \right)}{\hat{R}} = \frac{C}{\hat{R}} + \left(\frac{C_y}{\hat{R}} \right) \sum w_i \left(\frac{\partial \hat{y}}{\partial w_i} \right)$$

Utilizando as duas equações do sistema, tem-se que:

$$\hat{\Psi} = 1 + C_y \frac{\left\{ R_n \sum w_i \left(\frac{\partial \tilde{x}_i}{\partial y} \right) - R_{yn} \sum w_i \hat{x}_i \right\}}{\hat{R}\hat{D}}$$

Da definição do vetor insumo \tilde{x} , por intermédio da minimização dos custos, tem-se:

$$\hat{\Psi} = 1 + C_y \frac{\{R_n C_y - R_{yn} C\}}{\hat{R}\hat{D}}$$

Substituindo a condição de maximização de lucro (primeira equação do sistema), a condição de lucro zero (segunda equação do sistema) e reagrupando, tem-se:

$$\hat{\Psi} = 1 + R_y \frac{\{R_n R_y - R R_{yn}\}}{\hat{R}\hat{D}}$$

Reescrevendo o termo entre chaves em função da demanda inversa e fazendo os cancelamentos:

$$\hat{\Psi} = 1 + R_y \frac{\{y^2 (P_n P_y - P P_{yn})\}}{\hat{R}\hat{D}}$$

Como $\frac{\partial e}{\partial n} = \frac{PP_{yn} - P_y P_n}{[y(P_y)^2]}$, o termo entre chaves é não positivo. Pela premissa $\hat{\psi} \leq 1$:

Proposição: Num equilíbrio simétrico, a soma das elasticidades das receitas na forma reduzida com respeito aos preços de fatores é menor ou igual à unidade.

Para competição perfeita, percebe-se que, da análise da concorrência monopolista, o comportamento de preço dado leva a $\Psi \leq 0$, a não ser que algumas interações entre as firmas sejam introduzidas.

Como no caso anterior, trocas nos preços de fatores irão, no longo prazo, resultar na entrada ou saída e trocas no preço do produto de equilíbrio que irá afetar a demanda por insumo da firma e as decisões da oferta de produto.

O preço de equilíbrio P^C e o nível de produto da firma y^C na competição perfeita com livre entrada e tecnologia livremente disponível, é definido por duas equações:

$$P^C - C_y(y^C, \mathbf{w}, \mathbf{t}) = 0$$

$$P^C y^C - C(y^C, \mathbf{w}, \mathbf{t}) = 0$$

Fazendo o diferencial total com respeito à w_i e resolvendo utilizando a regra de Cramer:

$$\frac{\partial y^C}{\partial w_i} = \frac{\left[\tilde{x}_i - y^C \left(\frac{\partial \tilde{x}_i}{\partial y} \right) \right]}{y^C C_{yn}}$$

Como $R^C(w, t) \equiv P^C(w, t)y^C(w, t)$:

$$\frac{\partial R^C}{\partial w_i} = C_y \left(\frac{\partial y^C}{\partial w_i} \right) + \tilde{x}_i$$

Multiplicando por w_i e fazendo o somatório sobre todos os insumos:

$$\sum w_i \left(\frac{\partial R^C}{\partial w_i} \right) = \frac{C_y}{yC_{yy}} \left\{ \sum w_i \tilde{x}_i - y \sum w_i \left(\frac{\partial \tilde{x}_i}{\partial y} \right) \right\} + \sum w_i \tilde{x}_i$$

Utilizando as definições de custo total e marginal:

$$\sum w_i \left(\frac{\partial R^C}{\partial w_i} \right) = \frac{C_y}{yC_{yy}} \{C - yC_y\} + C$$

Substituindo nas duas equações do sistema e dividindo por R^C :

$$\psi^C = \sum \left(\frac{w_i}{R^C} \right) \left(\frac{\partial R^C}{\partial w_i} \right) = 1$$

Proposição: Para firmas num equilíbrio competitivo de longo prazo, a soma das elasticidades das receitas na forma reduzida com respeito aos preços dos fatores é igual à unidade.

Para estabelecer um teste que faça a discriminação entre os três tipos (competição perfeita, concorrência monopolista e monopólio) com base nas propriedades de uma equação de receita na forma reduzida ao nível da firma (banco), utiliza-se uma medida de comportamento da competição entre os bancos. Esta medida é conhecida como *estatística-H*.

O teste é derivado de um modelo de mercado bancário geral que determina o produto de equilíbrio e o número de bancos de equilíbrio, através da maximização ao nível do banco e ao nível da indústria. Isso implica que o banco i maximiza seu lucro quando a receita marginal é igual ao custo marginal:

$$R'_i(x_i, n, z_i) - C'_i(x_i, w_i, t_i) = 0$$

Onde R_i é a receita, C_i é o custo, x_i é o produto do banco i , n é o número de bancos, w_i é um vetor de m preços de fatores insumos do banco i , z_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função receita do banco, t_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função custo do banco.

O poder de mercado é entendido como uma troca no preço dos insumos que é refletida na receita de equilíbrio obtida pelo banco i . Panzar & Rosse definem a medida de competição H como a soma das elasticidades da receita na forma reduzida com respeito aos preços dos fatores:

$$H = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_{ki}} \frac{w_{ki}}{R_i^*}$$

O poder discriminatório da estatística-H se desenrola da seguinte forma: para $H \leq 0$ tem-se equilíbrio de monopólio, ou seja, cada banco opera independentemente sob condições de maximização de lucro de monopólio (H é uma função decrescente da elasticidade da demanda) ou cartel perfeito; para $0 < H < 1$ tem-se equilíbrio de livre entrada em competição monopolista (H é função crescente da elasticidade demanda), e finalmente, para $H = 1$ tem-se competição perfeita, ou seja, equilíbrio de livre entrada com utilização da capacidade eficiente total.

Apêndice XII: Teste para a *Estatística-H=0* (Monopólio).

O teste de restrição parte do modelo irrestrito:

$$\ln RT_i = \alpha + H_1 \ln DAF + H_2 \ln DOD + H_3 \ln OD + \eta \ln Z_i + u_i$$

Testamos a restrição para monopólio: $H_1 + H_2 + H_3 = 0$

$$\ln RT_i = \alpha + \eta \ln Z_i + u_i$$

sresid_ir2 = soma dos resíduos irrestrito ao quadrado

sresid_r2 = soma dos resíduos restrito ao quadrado

2000_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
6.9769	27.6217	104	8	1	96	284.0649
2000_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
3.4629	26.9166	96	8	1	88	596.0025
2001_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
6.1421	26.281	96	8	1	88	288.5391
2001_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
5.0597	29.4175	93	8	1	85	409.198
2002_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
4.2698	25.7577	88	8	1	80	402.6002
2002_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
11.6271	49.5462	88	8	1	80	260.9009
2003_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
10.0835	53.7877	86	8	1	78	338.0688
2003_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
26.8291	55.6618	85	8	1	77	82.7505
2004_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
29.9873	68.4143	75	8	1	67	85.8565

Apêndice XIII: Teste para a *Estatística-H=1* (Competição Perfeita).

O teste de restrição parte do modelo irrestrito :

$$\ln RT_i = \alpha + H_1 \ln DAF + H_2 \ln DOD + H_3 \ln OD + \eta \ln Z_i + u_i$$

Testamos a restrição para concorrência perfeita: $H_1 + H_2 + H_3 = 1$ ou $H_1 = 1 - H_2 - H_3$

Assim:

$$\ln RT - \ln DAF = \alpha + H_2 (\ln DOD - \ln DAF) + H_3 (\ln OD - \ln DAF) + \eta \ln Z + u$$

2000_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
6.9769	7.9554	104	8	1	96	13.4638
2000_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
3.4629	4.0355	96	8	1	88	14.5509
2001_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
6.1421	6.4187	96	8	1	88	3.9634
2001_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
5.0597	5.7547	93	8	1	85	11.6761
2002_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
4.2698	4.0583	88	8	1	80	3.9634
2002_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
11.6271	3.4533	88	8	1	80	56.2396
2003_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
10.0835	13.6194	86	8	1	78	27.3513
2003_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
26.8291	22.5985	85	8	1	77	12.1419
2004_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Estatística F
29.9873	29.0455	75	8	1	67	-2.1043