

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DO SISTEMA BANCÁRIO
BRASILEIRO –1994/1999:
ABORDAGEM DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA DE CUSTO

TARCIO LOPES DA SILVA

FORTALEZA
2001

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DO SISTEMA BANCÁRIO
BRASILEIRO –1994/1999:
ABORDAGEM DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA DE CUSTO

Tarcio Lopes da Silva

Orientador: Paulo de Melo Jorge Neto

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

Fortaleza

2001

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

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que feita de acordo com as normas da ética científica.

Tarcio Lopes da Silva

Prof. Paulo de Melo Jorge Neto
Prof. Orientador

Prof. Emerson Lemos Marinho
Membro da Banca Examinadora

Prof. Ricardo Chaves Lima
Membro da Banca Examinadora

Dissertação aprovada em 14 de Junho de 2001

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais pelas palavras de apoio e pelas orações em meu favor.

Ao prof. Paulo de Melo Neto Jorge pelas sugestões e contribuições.

Aos membros da banca examinadora pelas considerações que enriqueceram este trabalho.

À CAPES que disponibilizou bolsa de estudos.

À Universidade Federal do Ceará (UFC), em especial, ao Curso de Pós Graduação em Economia (CAEN), seus professores e funcionários administrativos.

Aos colegas de Universidade que de alguma forma contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

I.	INTRODUÇÃO	10
II.	HISTÓRICOS RECENTE DO SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO	13
2.1	Os Efeitos da Estabilização	13
2.2	Alterações na Legislação	15
2.3	Reestruturação e Características do Sistema Financeiro Brasileiro	17
III.	EFICIÊNCIA EM BANCOS	21
3.1	Teoria da Intermediação Financeira	21
3.2	Economias de Escala	24
3.3	X-Ineficiência	28
3.3.1	Técnica de Estimação	30
3.3.2	Modelando os Efeitos da Ineficiência	32
3.3.3	Aplicações ao Sistema Bancário	34
IV.	EFICIÊNCIA EM BANCOS NO BRASIL	38
4.1	Especificação do Modelo	38
4.2	Dados amostrais	41
4.3	Resultados Empíricos	44
4.3.1	Função Custo – Propriedades	44
4.3.2	Função Custo – Testes	47
4.3.3	Determinantes da Ineficiência	48
4.3.4	Comportamento da Eficiência e Progresso Técnico	52
4.3.5	Elasticidade e Economias de Escala	64

V. CONCLUSÃO	67
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	69
APÊNDICE A1 – Insumos e Produtos	73
APÊNDICE A2 – Relação de Bancos da Amostra	74
APÊNDICE A3 – Índices de Eficiência	76

RESUMO

Este trabalho examina as propriedades da X-eficiência do sistema bancário brasileiro no período posterior ao Plano Real, investigando sua relação com aspectos organizacionais e financeiros específicos de cada banco. Adicionalmente, analisa a possibilidade de redução de seus custos médios, verificando as estimativas de economias de escala para instituições de tamanhos diversos. Com esse objetivo, adotou-se um modelo de fronteira estocástica para estimar uma função de custo translog para uma amostra de 59 bancos com ativos acima de 1 bilhão de Reais. As evidências mostraram uma instabilidade na eficiência do setor decorrente principalmente da situação dos bancos públicos estaduais, os mais ineficientes. As duas grandes instituições federais, entretanto, apresentaram índices compatíveis com similares da iniciativa privada. Os bancos de controle estrangeiro, por outro lado, apresentaram índices de eficiência mais estáveis e maiores em relação aos nacionais, embora quando comparado apenas aos nacionais privados essa diferença se reduza um pouco. Finalmente, encontrou-se indícios de economias de escala não exploradas para firmas de todos os portes, indicando a possibilidade de redução dos custos unitários no setor.

Palavras chave: bancos, X-eficiência, economias de escala.

ABSTRACT

The purpose for this essay is to look into the Brazilian banking system's X-efficiency's properties in the post-Real Plan period by investigating its relationship with each bank's specific financial and organisational aspects. Furthermore, to analyse their average cost reduction possibilities by contrasting scale economy estimates for different sized banking institutions. For that purpose, a stochastic frontier model was adopted so as to devise a translog cost function for a pool of 59 banks all with R\$ 1 billion or more in assets. Evidence shows instability in the sector's efficiency, stemming mostly from the public state banks' status, which are the least efficient ones. On the other hand, the two largest federal institutions display efficiency ratings comparable to their private counterparts. However, those controlled by foreign institutions or consortiums boast higher and more stable efficiency rates although when compared to the national private banks only said differences are somewhat reduced. Finally, evidence of unexplored scale economy for companies of all sizes were found, suggesting the possibility of unit cost reductions in the sector.

Key words: banks, X-efficiency, scale economy

LISTA DE FIGURAS

Figura I:	Empréstimos em Atraso e em Liquidação Duvidosa do Sistema Bancário	15
Figura II:	Função Fronteira Estocástica de Custo	30
Figura III:	Variação no Número de Bancos	44
Figura IV:	Trajetória do Índice de Eficiência Média	54
Figura V:	Trajetória do Índice de Eficiência Média dos Bancos Públicos e Privados	56
Figura VI:	Trajetória do Índice de Eficiência Média dos Bancos Privados	57
Figura VII:	Índice de Eficiência Média por Categoria de Banco	58
Figura VIII:	Trajetória do Índice de Eficiência Média dos Bancos Nacionais e Estrangeiros	61
Figura IX:	Trajetória do Índice de Eficiência Média dos Bancos Estrangeiros, Nacionais e Nacionais Privados	62
Figura X:	Trajetória dos Determinantes da Ineficiência	63

LISTA DE TABELAS

Tabela I:	Receita Inflacionária como Percentagem do PIB e da Receita Total dos Bancos	13
Tabela II:	Venda de Bancos com Recursos do Proer	17
Tabela III:	Bancos Estaduais Privatizados	18
Tabela IV:	Variação no Número de Instituições por Categoria	18
Tabela V:	Principais aquisições de Bancos Nacionais por Estrangeiros	19
Tabela VI:	Participação Percentual de Cada Categoria de Banco no Total de Créditos e Depósitos	20
Tabela VII:	Estatísticas Descritivas das Variáveis do Modelo	42
Tabela VIII:	Estimativas dos Parâmetros da Fronteira Estocástica de Custo	46
Tabela IX:	Teste da Razão de Verossimilhança para os Parâmetros da Fronteira Estocástica de Custo	47
Tabela X:	Estimativas dos Coeficientes Determinantes da Ineficiência	48
Tabela XI:	Índice de Médio de X-Eficiência por Porte do Banco	49
Tabela XII:	Índice Médio de X-Eficiência por Categoria de Banco e Estimativa do Progresso Tecnológico	55
Tabela XIII:	Índice Médio de X-Eficiência dos Bancos Nacionais e Estrangeiros	60
Tabela XIV:	Estimativa das Economias de Escala por Porte e Ano	65
Tabela XV:	Estimativa das Economias de Escala por Porte	66

I. INTRODUÇÃO

A literatura internacional vem analisando amplamente a performance das instituições bancárias. Os primeiros trabalhos preocuparam-se basicamente em avaliar questões ligadas à eficiência de escala. Este conceito refere-se à relação entre os custos médios e o produto do banco. Economias de escala ocorrem quando os custos unitários caem com o aumento do nível de atividade da firma. Assim, a obtenção de uma curva em forma de U sugere a existência de ponto de escala ótimo onde os custos de produção são minimizados.

Mais recentemente, pesquisadores passaram a inferir a X-eficiência dos bancos. Este conceito relaciona-se com desvios da fronteira eficiente, que descreve o mínimo custo possível para cada nível de produto e preços dos insumos. Essa análise difere de economias de escala porque considera o produto como fixo e verifica quais firmas estão acima do custo mínimo para produzir uma determinada cesta de produtos, enquanto a análise de retornos de escala tenta determinar o tamanho de planta que dá o menor custo, considerando todas as firmas como eficientes.

Os estudos sobre X-eficiência são particularmente relevantes, porque um sistema financeiro estável e eficiente é essencial para um bom desempenho da economia. Sua avaliação desperta o interesse de três agentes econômicos principais: governo, acionistas e depositantes.

Uma característica do setor bancário é sua vulnerabilidade a crises. Efeitos adversos sobre um banco individual podem espalhar-se por toda a indústria do setor, colocando em risco a efetividade do sistema monetário e comprometendo o próprio crescimento da economia. Por isso, os governos têm especial interesse em obter informações sobre o comportamento dos custos para apropriadamente aplicar políticas públicas que não afetem a credibilidade do sistema, sua eficiência e a estabilidade econômica. Os acionistas, por sua vez, preocupam-se basicamente com o efeito da eficiência sobre a lucratividade da empresa. Firms mais eficientes têm em geral capacidade de obter maiores lucros e de sobreviver em ambientes de acirrada competição. Finalmente, os depositantes estão interessados em saber quais instituições têm maior capacidade de administrar suas poupanças, oferecendo melhores características de risco e retorno para suas aplicações.

Apesar de sua importância, pesquisas a respeito deste assunto são relativamente escassas no Brasil. Este tema torna-se ainda mais relevante considerando que, a partir do Plano Real, os bancos brasileiros vêm passando por um profundo processo de reestruturação em diferentes aspectos.

Primeiro, a queda da receita inflacionária forçou-os a procurar novas formas de financiar suas atividades, criando dificuldades de sobrevivência para algumas firmas. Além disso, esse período é marcado por graves crises econômicas de origem externa que também podem ter reflexos sobre a eficiência das instituições bancárias.

Segundo, o Banco Central implementou um conjunto de medidas aumentando seu poder de supervisão e intervenção sobre as instituições financeiras. Também pôs em prática dois programas de ajuste do sistema financeiro: o Proer, visando facilitar a transferência de controle acionário de bancos privados com dificuldades de liquidez; o Proest, com o objetivo principal de promover o enxugamento e a privatização dos bancos públicos estaduais.

Finalmente, a legislação foi alterada para permitir a entrada de bancos estrangeiros no mercado nacional com o argumento de aumentar a competitividade do setor.

Diante desse quadro, este estudo pretende avaliar o comportamento da X-eficiência do sistema bancário brasileiro, entre 1995 e 1999. Para isso, estimar-se-á uma fronteira estocástica de custo, usando uma amostra de 59 grandes bancos e investigando quais características individuais de cada firma podem estar correlacionadas com as estimativas de ineficiência encontradas.

Neste aspecto particular, dois casos fundamentais serão analisados: a distinção entre bancos públicos e privados e entre bancos nacionais e estrangeiros. Estes pontos são importantes em virtude do debate a respeito da privatização das instituições de controle estatal e da abertura do mercado nacional. No primeiro caso, os defensores da privatização argumentam que a ineficiência daqueles bancos traz grandes prejuízos à sociedade porque em última instância eles são pagos através de impostos. No segundo caso, argumenta-se que o ingresso de bancos estrangeiros irá aumentar a competitividade e, conseqüentemente, a eficiência do setor, trazendo benefícios aos depositantes em termos de melhoria na qualidade dos serviços e redução no preço dos empréstimos.

Adicionalmente, calcularemos economias de escala para todos os períodos da amostra e bancos de tamanhos diversos. Isto dará uma dimensão do potencial para redução dos custos unitários através do crescimento de suas operações.

O restante do trabalho organiza-se como segue. No capítulo II, fazemos um breve histórico da evolução do sistema financeiro brasileiro a partir do plano Real. No capítulo III, apresentamos em linhas gerais a importância dos bancos para a sociedade, destacando as falhas de mercado que justificam sua existência e mostrando suas principais funções. Em seguida, discutimos os conceitos de eficiência em bancos, apresentando as definições formais de economias de escala e X-eficiência, mostrando suas técnicas de estimação e fazendo um resumo de alguns importantes artigos da literatura. O capítulo IV apresenta a especificação e a técnica do modelo a ser estimado, expõe a fonte dos dados utilizados, a definição das variáveis empregadas e discute os resultados. Finalmente, o capítulo V conclui.

2. HISTÓRICO RECENTE DO SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO

O mercado financeiro brasileiro vem passando por uma série de transformações após o início do Plano Real. Esse processo pode ser dividido basicamente em três frentes principais, que são na verdade interdependentes: mudanças no ambiente econômico, alterações na legislação e modificações na estrutura das instituições e do mercado.

2.1 Os Efeitos da Estabilização

O primeiro e principal componente de impacto do Plano Real sobre a indústria bancária foi a estabilização dos preços. Conforme pode ser observado na Tabela I, a receita inflacionária que era em torno de 4% do PIB, no período 90-93, caiu para 2%, em 1994, e para 0,1% em 1995. Ela também representou, entre 1990 e 1993, aproximadamente 38,5% do valor total da receita dos bancos, medida pela soma da receita da intermediação financeira (diferença entre juros recebidos e pagos) e da receita de serviços.

TABELA I
Receita Inflacionária como Percentagem do PIB
e da Receita Total dos Bancos

Período	Receita Inflacionária/PIB	Receita Inflacionária / Receita Total
1990	4,0	35,7
1991	3,9	41,3
1992	4,0	41,9
1993	4,2	35,3
1994	2,0	20,4
1995	0,1	

Fonte: Andima/IBGE, citados por Barros e Mansueto (1997)

Esse quadro de elevadas taxas de inflação, anterior à implantação do Real, permitiu aos bancos não apenas sobreviver em um ambiente hostil às demais atividades econômicas, mas também desenvolver-se sem se preocupar com sua capacidade de competitividade, deixando de lado questões relacionadas com a estrutura de custos e eficiência operacional. Ao mesmo tempo, a qualidade dos serviços prestados também não era objeto de grandes preocupações, visto que uma boa parte das receitas era gerada pelas transferências inflacionárias.

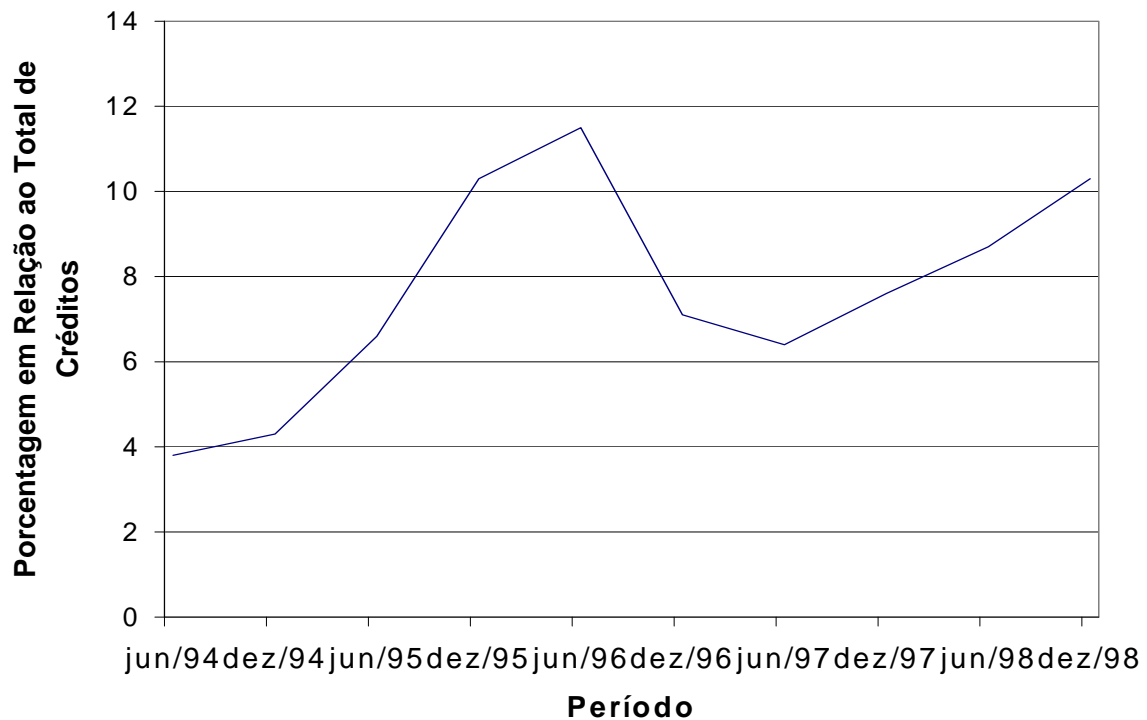
A partir do segundo semestre de 1994, essas transferências reduziram-se significativamente e os bancos tiveram que se adaptar a uma nova realidade, uma vez que sua estrutura organizacional e operacional não era mais viável economicamente. No entanto, o ajuste necessário não ocorreu de forma imediata e expressiva nos primeiros meses do Plano Real. Na verdade, os bancos procuraram fontes alternativas para compensar a perda sofrida com o fim do processo inflacionário.

Uma das formas encontradas foi expandir as operações de crédito, lastreadas pelo abrupto crescimento dos depósitos ocorrido após a estabilização dos preços. Os depósitos à vista cresceram 165,4%, nos seis primeiros meses do Plano, e os depósitos a prazo, quase 40% no mesmo período. Embora o Banco Central tenha elevado as alíquotas de recolhimento compulsório, os empréstimos totais mostraram crescimento de 57,8% durante o primeiro ano de vigência do Plano Real.

Apesar de essa expansão do crédito ter em parte compensado a perda do float, ela se deu de forma desordenada sem os ajustes necessários no modelo operacional e sem os devidos cuidados com a capacidade de pagamento dos clientes. Assim, a solução usada para compensar a queda de receita inicial trouxe problemas adicionais.

A queda de crescimento da economia, no segundo semestre de 95, aliada à política restritiva de crédito e à abertura comercial trouxeram problemas para alguns setores econômicos que tiveram dificuldades para honrar seus compromissos financeiros. O resultado desse processo foi o crescimento dos empréstimos em atraso e em liquidação duvidosa do sistema bancário conforme pode ser visto na Figura I.

Figura I:
Empréstimos em Atraso e em Liquidação Duvidosa
do Sistema Bancário



Fonte: Sisbacen, citados por Barros e Mansueto (1997)

2.2 Alterações na Legislação

Com a implantação do Real e a estabilização da economia, as autoridades monetárias empreenderam um conjunto de medidas a fim de fortalecer e disciplinar o sistema financeiro contra riscos sistêmicos e idiossincráticos. Assim, em agosto de 1994 e de acordo com o acordo da Basiléia, o Banco Central editou a resolução nº 2099, estabelecendo limites mínimos de capital para constituição de um banco. Essa norma também estipulava que as instituições financeiras deveriam manter um patrimônio líquido ajustado equivalente a 8% do valor de seu ativo ponderado pelo risco.

As medidas mais expressivas, no entanto, ficaram para o segundo semestre de 1995. Diante do quadro de agravamento da situação de algumas instituições e a instabilidade provocada pela intervenção no banco Econômico, o governo adotou uma série de medidas para evitar uma situação crônica:

- Estabeleceu incentivos fiscais para a incorporação de instituições financeiras;
- Instituiu o Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER) (Resolução nº 2.208 de 03/11/95). Esse programa foi concebido com o objetivo de facilitar a transferência de controle acionário de algumas instituições em dificuldades financeiras. Os compradores teriam direito a uma linha de crédito especial, poderiam diferir seus gastos com reorganização e modernização em até dez semestres e ficariam temporariamente fora das exigências do limite operacional do acordo de Basiléia;
- Aprovou e regulamentou o Fundo Garantidor dos Créditos (FGC). Esse fundo estabeleceu uma garantia de até R\$ 20 mil para o total dos créditos de cada pessoa contra as instituições do mesmo conglomerado (16/11/95);
- Dificultou a constituição de novas instituições e criou o incentivo para processo de fusão, incorporação e transferência de controle acionário (16/11/95).

Embora os itens citados acima tenham dado maior ênfase a questões relacionadas com a compra e venda de instituições, as resoluções não se limitaram a esses pontos. Buscou-se também aumentar o poder de fiscalização e permitir uma atuação mais preventiva por parte do Banco Central, através das seguintes medidas:

- Aumento do poder de intervenção (MP 1.182 de 17/11/1995);
- Instituição da responsabilidade das empresas de auditoria contábil em casos de irregularidades (13/06/96);
- Permissão para cobrança de tarifas pela prestação de serviços (25/07/96);
- Criação da Central de Risco de Crédito (22/05/97);
- Elevação da exigência mínima do valor do patrimônio líquido para 10% do ativo ponderado pelo risco (junho/97).

As modificações na legislação também ocorreram no que diz respeito à permissão para o ingresso de bancos estrangeiros. A exposição nº 311 estabeleceu que é de interesse do País o aumento da participação de instituições estrangeiras no sistema financeiro e a Resolução nº 2.212 do Conselho Monetário Nacional eliminou a exigência de que o capital mínimo para implantação de um banco estrangeiro fosse o dobro daquele exigido para um nacional.

2.3 Reestruturação e Características do Sistema Financeiro Brasileiro

O sistema financeiro também entrou num processo de alteração em sua estrutura com relação ao número de instituições, a internacionalização do mercado com o ingresso dos bancos estrangeiros e na participação relativa nos agregados financeiros entre as diversas categorias de bancos - públicos e privados, estrangeiros e nacionais.

O total de bancos operando no Brasil caiu de 273, em junho de 94, para 233, ao final de dezembro de 98. Esse ajuste contou com a participação efetiva do Banco Central que, durante esse período, liquidou 42 instituições. Embora a maior parte das intervenções tenha acontecido em bancos de pequeno e médio porte, algumas ocorreram em instituições com uma grande quantidade de depositantes e agências. Neste caso, para evitar o risco de que uma crise sistêmica ocorresse, o governo preocupou-se em encontrar compradores para essas instituições, utilizando os recursos do Proer (Ver Tabela II).

Tabela II
Venda de Bancos com Recursos do Proer

Banco Liquidado	Instituição Compradora
Banco Econômico	Banco Excel e Caixa Econômica (CEF)*
Banco Nacional	Banco Unibanco
Banco Mercantil de PE	Banco Rural
Banco Banorte	Banco Bandeirantes e CEF*
Banco Bamerindus	Hong Kong Shanghai Bank (HSBC), CEF*

Fonte: Banco Central , * Apenas a carteira imobiliária

O governo também adotou, em agosto de 1996, o Proes com o objetivo de sanear o sistema público estadual. A ajuda federal, equivalente a 100% dos recursos necessários ao saneamento dos bancos estaduais, ficaria condicionada ou à sua privatização ou à sua transformação em agências de fomento ou à sua liquidação. Em caso de não venda de controle acionário, a ajuda seria de 50% dos recursos, sendo o restante arcado pelos governos estaduais. Neste caso, estes deveriam obrigatoriamente pagar antecipadamente as dívidas com aquelas instituições.

Do total de 35 bancos públicos quando do lançamento do Proes, apenas 6 entraram na opção de saneamento, 10 optaram pela privatização e o restante pela liquidação ou transformação em agências de fomento. Até dezembro de 99, apenas cinco instituições haviam sido privatizadas (Ver Tabela III)

Tabela III
Bancos Estaduais Privatizados

Instituição Adquirida	Instituição Compradora
Banco Bandepe	Banco ABN Amro
Banco Bemge	Banco Itaú
Banco Banerj	Banco Itaú
Banco Credireal	Banco BCN
Banco Baneb	Banco Bradesco

Fonte: Banco Central

Além das instituições que sofreram algum tipo de intervenção do Banco Central e daquelas que utilizaram os recursos do Proer, um grande número de bancos passou por processos de transferência de controle acionário e incorporação sem recursos públicos. Até o final de 98, ocorreram 7 incorporações e 34 transferências.

Uma análise mais detalhada por categoria, de acordo com a Tabela IV, permite afirmar que a redução não foi uniforme para todos os tipos de bancos. Enquanto os públicos estaduais e os privados nacionais tiveram seu número reduzido, os bancos com controle estrangeiro aumentaram de 19 para 36.

Tabela IV
Variação no Número de Instituições por Categoria

Tipo de Instituição	Jun/94	Dez/98
Bancos Públicos Federais	6	6
Bancos Públicos Estaduais	34	24
Bancos Privados Nacionais	147	106
Bancos com Controle Estrangeiro	19	36

Fonte: Sisbacen

É importante mencionar que uma boa parte desse crescimento ocorreu através da compra de firmas bancárias já estabelecidas no mercado, conforme pode ser visto na Tabela V.

Tabela V
Principais aquisições de Bancos Nacionais por Estrangeiros

Bancos Adquiridos	Bancos Compradores
Banco América do Sul	Banco Sudameris
Banco Bamerindus	Banco HSBC
Banco Bandeirantes*	Caixa Geral de Depósitos de Portugal
Banco Excel-Econômico	Banco Bilbao Viscaya
Banco Geral do Comércio	Banco Santander
Banco Noroeste	Banco Santander
Banco Real	Banco ABN Amro

Fonte: Banco Central, * Posteriormente adquirido pelo Unibanco no ano 2000.

Toda essa modificação estrutural também trouxe reflexos na participação relativa de cada categoria em relação aos agregados financeiros do setor como pode ser verificado na Tabela VI.

Uma característica marcante do sistema brasileiro sempre foi a participação dos bancos públicos. Eles eram responsáveis, em junho de 95, respectivamente, por 48,6% e 42,8% do total de créditos e de depósitos do setor. Esse quadro, no entanto, vem modificando-se em virtude principalmente da privatização dos bancos públicos estaduais. Estes tiveram sua participação reduzida na concessão do crédito de 20,4%, em junho de 95, para 4%, em dezembro de 98. Os bancos federais, representados principalmente pelo Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal, por outro lado, ainda mantêm uma expressiva participação no setor.

Uma alteração significativa também ocorreu no que diz respeito aos bancos estrangeiros. Em relação aos créditos, eles aumentaram sua participação de 7,2%, em junho de 95, para 20,7%, em dezembro de 1998; e. no que diz respeito ao depósitos, cresceram de 6,2% para 16,8% . É importante frisar que a maior parte dessa expansão se deu através da compra de bancos nacionais.

Tabela VI
Participação Percentual de Cada Categoria de Banco
no Total de Créditos e Depósitos

	Jun/95	Dez/95	Jun-96	Dez-96	Jun-97	Dez-97	Jun-98	Dez-98
Bancos Públicos Federais								
Créditos	28,2	24,7	22,6	19,4	18,2	26,6	29,8	31,7
Depósitos	22,6	24,8	22,8	20,9	21,7	29,0	29,9	28,4
Bancos Públicos Estaduais								
Créditos	20,4	22,8	24,5	26,2	27,1	8,7	5,3	4,0
Depósitos	20,2	21,8	24,8	25,8	25,0	13,3	10,4	7,7
Bancos Privados Nacionais								
Créditos	40,6	41,0	38,9	38,0	35,5	37,8	37,5	31,6
Depósitos	46,1	40,8	42,1	40,4	36,3	36,9	38,4	39,3
Bancos Estrangeiros								
Créditos	7,2	8,2	9,7	11,6	14,5	16,8	16,6	20,7
Depósitos	6,2	7,4	6,4	8,5	12,4	13,3	13,7	16,8

Fonte: Sisbacen

3. EFICIÊNCIA EM BANCOS

O estudo da performance do setor bancário requer, num primeiro momento, a definição das funções que ele executa. A partir de então, pode-se avaliar com mais clareza seu desempenho. Assim, é importante, antes de especificar os métodos utilizados para calcular sua eficiência, expor os aspectos que justificam a existência dos bancos, qual seu papel na economia e como será caracterizado seu processo produtivo.

3.1 Teoria da Intermediação Financeira

Uma das primeiras explicações teóricas para a existência dos bancos baseia-se nos custos de transação. Essa abordagem primeiramente introduzida por Gurley e Shaw (1960) e por Benston e Smith (1976) está associada com a especialização e as economias de escala surgidas no processo de produção.

Durante seu funcionamento, os bancos acumulam e processam informações, fazem estudos de operações de crédito, calculam capacidade de pagamento, vendem produtos e serviços, etc. Esses procedimentos são semelhantes e muito repetitivos. As rotinas utilizadas na avaliação de um projeto podem ser reutilizadas e aperfeiçoadas para analisar outras oportunidades. Além disso, a informação coletada provavelmente também servirá para uso futuro. Esses fatores ocasionam uma vantagem comparativa para essas firmas decorrente basicamente da especialização. Assim, na presença de custos fixos ou quase fixos de transação ou, de maneira mais geral, na presença de retornos crescentes de escala, os intermediários podem dividir suas despesas administrativas entre muitos contratos, reduzindo o custo final para os depositantes.

Similarmente, essas firmas também têm vantagem comparativa no fornecimento dos serviços de pagamento e na guarda e custódia de valores. Essas instituições desempenharam um papel fundamental na passagem da economia de escambo para a economia monetária. Seu aparecimento diminuiu os custos com transporte das mercadorias utilizadas com meio de troca e aumentou a agilidade e a segurança dos negócios.

Esta abordagem, no entanto, não é completamente satisfatória porque considera os custos de transação como exógenos. Embora os custos físicos e tecnológicos tenham desempenhado um papel fundamental no aparecimento dos intermediários financeiros, o recente progresso em setores como informática e telecomunicações tem diminuído sua importância como fator decisivo para explicar sua existência. Por isso, a teoria da assimetria da informação surgiu para preencher essa lacuna, baseada em dois conceitos principais: seleção adversa e risco moral (Moral Hazard).

O primeiro caso surge no período anterior à realização dos projetos de investimento, quando as firmas possuem informações privadas a seu respeito, mas não têm incentivo em revelá-los, seja por motivos de precaução em relação aos concorrentes seja com o objetivo de conseguir algum tipo de vantagem negocial. Neste caso, os potenciais investidores terão dificuldade de avaliar as reais características das oportunidades de investimento. Assim, o equilíbrio competitivo será ineficiente com apenas os maus projetos sendo financiados ou uma grande proporção deles [Arkelof (1970)].

Uma solução para resolver esse problema é através da sinalização. As firmas podem sinalizar para o mercado financiando uma parte do projeto com recursos próprios. Entretanto, o custo do sinal pode tornar-se bastante proibitivo em decorrência da aversão ao risco de várias empresas ou mesmo por falta de capacidade financeira para tal. Este custo de informação do capital pode ser visto como um custo de transação informacional. Leland e Pyle (1977) mostraram que o grande papel dos intermediários financeiros é justamente diminuir este custo de sinalização. Sua maior capacidade de avaliação, a experiência e especialização adquiridas no processo de produção permitem a eles informar aos potenciais investidores quais as melhores oportunidades de investimento a um custo menor do que aquele despendido por cada firma individualmente.

O risco moral, por sua vez, relaciona-se com possíveis comportamentos oportunistas dos devedores durante e após o deferimento dos créditos para realização dos projetos. Estes podem ser direcionados para alternativas de investimento com diferentes características de risco e retorno daquelas estipuladas na negociação ou mesmo para outros fins estranhos ao objeto negocial, havendo também a possibilidade de descumprimento das obrigações contratuais. Assim, em ambientes de informação assimétrica, a monitoração desses projetos é fundamental

para aumentar a segurança dos recursos disponibilizados pelos investidores e melhorar a eficiência da economia.

Como colocou Diamond (1984), firmas especializadas podem mais acuradamente realizar estas tarefas. Os bancos têm uma vantagem comparativa nesta tarefa em virtude das economias de escala surgidas com a especialização e a experiência de monitorar vários contratos. Além disso, considerando o custo de fiscalização por projeto como fixo ou quase fixo, podem reduzi-lo significativamente em relação àquele despendido pelos investidores, que seria a soma das despesas individuais de monitoração.

Embora a existência dos bancos reduza os problemas com informação assimétrica, a eficácia dessa redução dependerá, em grande parte, das características de cada firma. Assim, quanto maior a proporção de recursos de terceiros em relação ao capital próprio utilizados por uma instituição bancária para financiamento dos projetos, maior probabilidade de haver comportamentos relacionados com risco moral de sua parte, visto que em caso de insolvência os custos arcados pelos acionistas serão menores.

Da mesma forma, os bancos de grande porte podem assumir maiores riscos na aplicação de seus recursos na crença de obter ajuda das autoridades governamentais, em caso de problemas financeiros, desde que a falência de uma dessas firmas pode provocar graves crises econômicas.

Com relação às atividades desempenhadas por um banco, sua principal tarefa é sem dúvida a intermediação financeira entre os agentes econômicos. Durante esse processo de transferência de recursos entre poupadores e devedores, ele realiza duas funções básicas: corretagem e transformação de ativos.

Como corretor, o banco não modifica os atributos dos títulos negociados. Ele simplesmente presta informações e realiza serviços de transação. Suas principais atividades são comprar e vender títulos no mercado financeiro, administrar carteiras de investimentos, avaliar alternativas de onde, quanto e como investir, certificar situação financeira e econômica de empresas. Os benefícios da corretagem originam-se das vantagens de custo na produção de informação, que surgem de duas fontes principais: o corretor desenvolve habilidades especiais na obtenção e interpretação de sinais e ao mesmo tempo pode reutilizar a informação obtida ao longo do tempo ou entre os agentes.

A função de transformação de ativos, por outro lado, modifica as características do objeto negocial. Elas são basicamente de três tipos: transformação de conveniência, transformação de qualidade e transformação de maturidade. O primeiro caso associa-se com a indivisibilidade dos investimentos. Isto surge quando pequenos investidores defrontam-se com grandes projetos que pretendem financiar através da emissão de títulos de valor superior a capacidade financeira de cada depositante individualmente. Neste caso, o banco tem a possibilidade de captar esses pequenos depósitos, remunerando-os, e realizar o investimento.

A transformação de qualidade ocorre, quando pela emissão de títulos em seu próprio nome, o banco altera as características de risco e retorno dos projetos. Além de assumir os prejuízos em caso de inadimplência, sua capacidade de diversificar a carteira de investimentos diminui a probabilidade de perda total para os depositantes dos recursos empregados em caso de falência da empresa financiada. Por último, a monitoração dos contratos também reduz o risco do crédito.

Finalmente, a transformação da maturidade surge porque os bancos emitem títulos de curto prazo e grande liquidez, depósitos, oferecidos pelos poupadores, e compram títulos de longo prazo e ilíquidos, empréstimos, como desejado pelos devedores.

Assim, de acordo com as funções acima especificadas, a abordagem da intermediação define o processo produtivo bancário como utilizando três fatores de produção – trabalho, capital físico e insumos financeiros (depósitos e outros recursos captados no mercado) – para produzir basicamente dois produtos, empréstimos e títulos mobiliários. Neste caso, os custos bancários incluem as despesas com juros, remuneração de pessoal e despesas com capital físico¹.

3.2 Economias de Escala

Conforme mencionado anteriormente, os estudos sobre eficiência do setor bancário dividem-se entre aqueles unicamente interessados em avaliar economias de escala e os que também se preocupam com a X-eficiência. Nessa seção,

¹ A abordagem da produção, por outro lado, considera apenas dois fatores produtivos - trabalho e capital físico- e mensura os produtos bancários pelo número de contas.

apresentaremos o conceito, método de cálculo e uma revisão de algumas pesquisas sobre economias de escala. Na seção seguinte discutiremos a X-eficiência.

Quando uma firma altera seu nível de atividade, economias de escala ocorrem se ela é capaz de diminuir os custos por unidade do produto, permanecendo os outros fatores constantes. Para obtenção de suas estimativas, geralmente se realiza a estimação de uma função média de custo para a indústria, onde os custos bancários se relacionam com níveis de produto, preços de insumos e um termo de erro aleatório que explica variáveis não incluídas no modelo. Esta técnica assume implicitamente que todas as firmas na amostra estão usando seus insumos eficientemente, não há X-ineficiência, e têm a mesma tecnologia de produção.

Benston (1965 a, b) realizou os estudos iniciais mais significativos nessa área, ao investigar os custos marginais de cinco atividades bancárias: depósitos à vista, depósitos a prazo, empréstimos imobiliários, empréstimos pessoais e empréstimos comerciais. Com base na abordagem da produção, ele estimou o mesmo número de diferentes funções de custo do tipo Cobb-Douglas. Os resultados mostraram economias de escala para bancos de todos os tamanhos.

Uma restrição do uso da Cobb-Douglas é a presença de retornos monotônicos de escala (crescentes, decrescentes ou constantes) independentemente do tamanho da firma. Esse aspecto impossibilita a obtenção de uma curva de custo médio em forma de U e, assim, a definição de um nível ótimo para a firma. Ademais, limita a maneira como os insumos podem ser substituídos. Sua elasticidade de substituição é unitária.

Um maneira mais consistente de especificação para função custo é a forma translog que permite a estimação sem impor restrições sobre o grau de substituição dos fatores e a monotonicidade dos retornos de escala. Derivada por Christensen, Jorgenson e Lau (1973), possui a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i \ln Y_i + \sum_{j=1}^N \beta_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \gamma_{ik} \ln Y_i \ln Y_k + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \sum_{h=1}^N \delta_{jh} \ln P_j \ln P_h + \\ & + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \rho_{ij} \ln Y_i \ln P_j \end{aligned} \quad (1)$$

onde por simetria $\gamma_{ik}=\gamma_{ki}$ e $\delta_{jh}=\delta_{hj}$

As medidas de economias de escala, neste tipo de função, consideram os efeitos sobre os custos de uma variação proporcional K no nível de todos os produtos:

$$RTE = \frac{d \ln C}{K} \quad (2)$$

onde $K = dY_i/Y_i = d \ln Y_i$ e $i = 1, \dots, N$. Um valor para $RTE < 1$ implica retornos crescentes, $RTE > 1$ retornos decrescentes e $RTE=1$ retornos constantes de escala.

A mudança total nos custos decorrente de alterações no produto pode ser escrita como:

$$dC = \sum_{i=1}^N \frac{\partial C}{\partial Y_i} dY_i \quad (3)$$

que em termos percentuais é:

$$d \ln C = \sum_{i=1}^N \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i} \frac{dY_i}{Y_i} \quad (4)$$

substituindo K na equação (4) e rearrumando os termos, temos:

$$RTE = \frac{d \ln C}{K} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i} \quad (5)$$

Assim, podem-se calcular os retornos de escala como a soma das elasticidades individuais com respeito aos produtos.

Um dos primeiros artigos a incorporar a interdependência da natureza diversificada do processo produtivo bancário na análise das funções custo foi desenvolvido por Berger *et. al. apud* Kolari e ZardKoohi (1987) que estimaram um modelo translog para quatro produtos: depósitos a vista, depósitos a prazo e de poupança, empréstimos imobiliários, empréstimos comerciais e pessoais. Os

resultados mostraram retornos crescentes de escala apenas para os bancos unitários com menos de 50 milhões de dólares em depósitos.

Kolari e ZardKoohi (1987) utilizaram uma versão modificada da abordagem da produção ao medir os produtos em dólar e considerar apenas capital físico e trabalho como insumos produtivos. Os autores estimaram três funções de custo translog, utilizando várias definições de produtos, e encontraram economias de escala exaurindo-se sempre abaixo de 200 milhões de dólares em depósitos.

Os trabalhos mais antigos sobre economias de escala, como aqueles explicitados acima, utilizavam a abordagem da produção e centralizavam-se principalmente sobre pequenos e médios bancos. Mais recentemente, além do uso da forma mais flexível translog tornar-se predominante, passou-se a utilizar a abordagem da intermediação para caracterizar o processo de produção dos bancos, incorporando as grandes instituições, com ativos acima de 1 bilhão de dólar, à amostra.

Os primeiros resultados, no entanto, não diferiram significativamente dos anteriores. As curvas de custo unitário estimadas apresentaram formato convexo, onde bancos médios são mais escala eficiente em relação aos grandes e pequenos. As pesquisas para bancos com ativos abaixo de 1 bilhão de dólar encontraram economias de escala exaurindo-se entre 75 e 300 milhões em ativos [Berger, et al (1987), Berger e Humphrey (1991)]. Os trabalhos focalizados em bancos com ativos superiores a 1 bilhão encontram o ponto de escala ótima entre 2 e 10 bilhões [Hunter e Timme (1986), Noulas et al (1990)].

Artigos mais recentes, entretanto, obtiveram resultados diferentes. Berger e Mester (1997), ao analisar aproximadamente 11.000 bancos americanos, encontraram que mais de 90% das firmas de todos os tamanhos estavam operando abaixo do ponto mínimo da curva de custo médio, sendo as maiores instituições, com ativos acima de 10 bilhões de dólares, aquelas que apresentaram maiores economias de escala não exploradas.

Uma crítica geralmente lançada sobre a obtenção dos resultados acima é que as estimativas de retornos de escala levam em consideração todos os bancos da amostra. Entretanto, sua definição teórica é consistente apenas para as firmas plenamente eficientes, localizadas na fronteira de custo. Caso contrário, os ganhos de escala confundem-se com melhoria na eficiência. Apesar disso, a comparação de

efeitos de escala sobre e fora da fronteira eficiente é em geral muito pequena [Berger (1993, 1994)].

3.3 X-ineficiência

A X-ineficiência, conceito inverso a X-eficiência, dá uma medida de quanto o banco está operando acima do mínimo custo possível, despendido por um banco plenamente eficiente, para produzir uma mesma cesta de produtos sob as mesmas condições². Seus índices podem ser obtidos através da estimação de uma função relacionando os custos variáveis ao preço dos insumos, à quantidade de produtos e insumos fixos, ao erro aleatório e ao termo de ineficiência. Essa função pode ser escrita como:

$$\ln C_i = F(Y_i, P_i, K, \beta) + \mu_i + v_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (6)$$

onde $\ln C_i$ representa o logaritmo neperiano dos custos variáveis, $F(\cdot)$ é a forma funcional estabelecida, Y_i o vetor de produtos, P_i é um vetor de preços (exógenos) dos fatores, K é a quantidade de insumo quase fixo, β é o vetor de parâmetros a ser estimado, μ é o termo de erro aleatório, considerado identicamente e independentemente distribuído $N(0, \sigma_\mu^2)$, e v é adicionado à função para captar os efeitos da ineficiência econômica total, alocativa e técnica. Finalmente, os dois termos de erro são considerados independentes entre si e com relação aos demais regressores.

Uma crítica geralmente lançada sobre o modelo acima é que não há justificativa a priori para a escolha da distribuição de probabilidade do termo de ineficiência v . Trabalhos empíricos [Mester (1993), Kwan e Ensebeins (1994)] utilizam a distribuição meia-normal, $N(0, \sigma_v^2)$, que é truncada em zero, assume somente valores não negativos, em consequência de os efeitos da ineficiência alterarem o custo apenas para mais. Artigos mais recentes [Berger e De Young (1997)] usam distribuição normal truncada em zero mais generalizada com média v e variância σ_v^2 , $N(v, \sigma_v^2)$. Como a média e a moda de uma distribuição normal são iguais, a suposição da forma meia-normal assume implicitamente que há maior

² X-ineficiência é definida como uma peculiar forma de ineficiência que surge por motivos organizacionais.

probabilidade de a ineficiência estar próxima a zero. Portanto, a normal truncada mais generalizada é uma forma menos restritiva e por isso será utilizada neste trabalho.

O modelo como definido pela equação (6) é chamado de fronteira estocástica de custo e é uma generalização daquele originalmente proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) para a função de produção. Ele recebe essa denominação porque o menor custo atingível por uma firma, ou custo da fronteira, obtido quando $v = 0$, é limitado pela parte estocástica do modelo, $\exp [F(.) + \mu]$. Estes pontos formam a fronteira eficiente e flutuam em torno da parte determinística do modelo, $\exp [F(.)]$, visto que o termo de erro aleatório pode assumir valores positivos ou negativos. Por outro lado, como os efeitos da ineficiência alteram o custo somente para mais, v assume valores apenas não negativos. Dessa forma, pontos localizados acima da fronteira eficiente são decorrentes de seus efeitos.

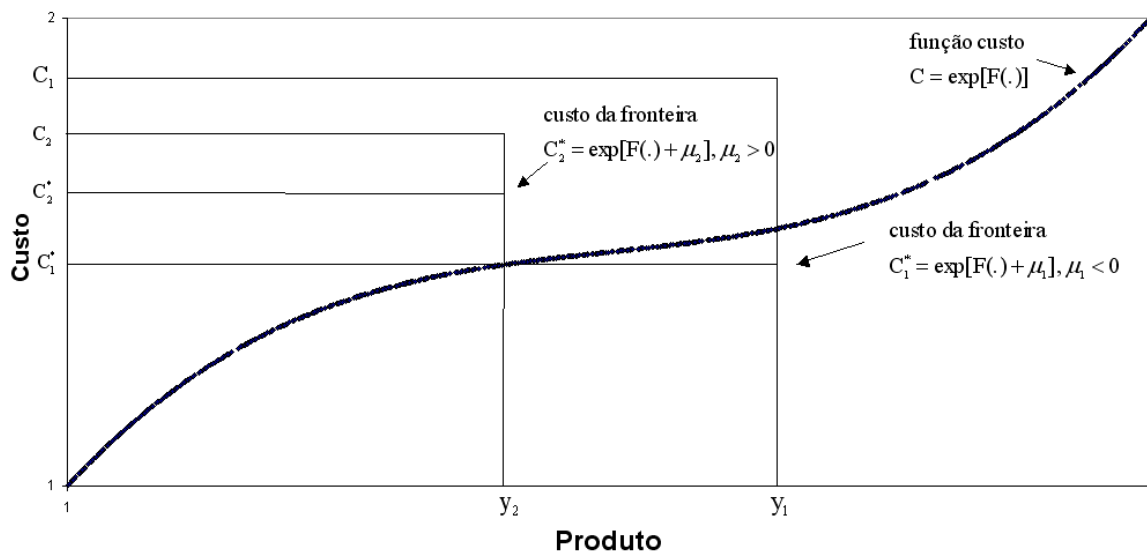
A X-ineficiência econômica de um banco i será definida como a razão entre o custo observado e o mínimo custo possível, definido pela fronteira, para uma mesma cesta de produtos, preços dos fatores e quantidade de insumo quase fixo. Assim, a expressão a seguir dará sua estimativa:

$$X - INEF = \frac{C_i}{C_{\min}} = \frac{\exp[F(.) + \mu + v]}{\exp[F(.) + \mu]} = \exp(v) \quad (7)$$

Pode-se interpretá-la, então, como a proporção dos recursos utilizados a mais em relação a um banco plenamente eficiente para produzir a mesma cesta de produtos e sob as mesmas condições. Seu valor está limitado entre 1 e infinito, sendo igual ao primeiro quando a firma está operando sobre a fronteira.

A Figura II, onde os produtos são definidos no eixo horizontal e os custos no eixo vertical, ilustra as características do modelo de fronteira. As coordenadas $C1$ e $C2$ representam os custos observados para produzir os respectivos produtos $Y1$ e $Y2$. Os custos da fronteira $C1^*$ e $C2^*$ estão abaixo e acima da função porque os erros aleatórios são negativo e positivo, respectivamente. Assim, as diferenças $(C1 - C1^*)$ e $(C2 - C2^*)$ são decorrentes dos efeitos da ineficiência.

Figura II
Função Fronteira Estocástica de Custo



Fonte: Elaborada pelo autor

3.3.1 Técnica de Estimação

Os parâmetros dos modelos de fronteira estocástica podem ser estimados usando a metodologia da máxima verossimilhança (MV) ou o método dos mínimos quadrados ordinários corrigidos (COLS) como sugerido por Richmond (1974). O estimador MV é assintoticamente mais eficiente em relação ao estimador COLS e suas propriedades em amostras finitas foram investigadas em Coelli (1995).

O primeiro método apresentou-se significativamente melhor que o segundo quando a contribuição dos efeitos da ineficiência técnica era elevado comparativamente à variância total. Assim, a estimação por máxima verossimilhança deve ser preferível sempre que possível, tendo esta se tornado mais prática com o surgimento de pacotes econométricos como o FRONTIER (Coelli, 1996 a).

Schmidt e Lovell (1979) mostraram que o modelo definido pela equação 6 pode ser estimado por MV de uma maneira similar àquela obtida por Aigner Lovell e Schmidt (1977) para o caso da função de produção. Suas funções log-verossimilhança são iguais, exceto por mudança de alguns sinais, onde os v_i 's são

identicamente e independentemente distribuídos (iid) com distribuição $N(0, \sigma_v^2)$, truncada em zero, e independe dos μ_i 's, os quais são iid $N(0, \sigma_\mu^2)$.

A função de verossimilhança foi expressa tendo como argumentos os parâmetros da variância dos dois termos de erro acima, $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_\mu^2$ e $\lambda = \sigma^2 / \sigma_\mu^2$. Battese e Corra (1977) sugeriram que o parâmetro $\gamma = \sigma_v^2 / \sigma^2$ fosse utilizado porque ele possui valor entre zero e um, enquanto λ pode assumir qualquer valor não negativo³. A parametrização γ tem vantagens na obtenção das estimativas de MV porque permite encontrar valores iniciais mais apropriados para estimar os parâmetros finais do modelo através de um processo de maximização iterativo. A função de verossimilhança pode ser avaliada para valores de γ entre zero e um, a fim de encontrar as estimativas que a maximizam. Estes estimadores serão utilizados como valores iniciais no procedimento de maximização iterativa.

O programa FRONTIER 4.1 pode ser usado para obtenção das estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros β , σ^2 e γ . Estes estimadores são consistentes e assintoticamente eficientes [(Aigner, Lovell e Schmidt (1977))]

A estimação da ineficiência econômica para o banco i , como definido pela equação (7), envolve o termo v_i , o qual é não observado. Mesmo que o verdadeiro vetor de parâmetros seja conhecido, somente a soma $e_i = \mu_i + v_i$ é observada. Jondrow *et al.* (1982) foram os primeiros a propor que o melhor estimador para v_i fosse calculado como a expectativa de v_i , dado o valor de $e_i = \mu_i + v_i$. Battese e Coelli (1988) colocaram que o melhor estimador de $\exp(v_i)$ é obtido usando-se:

$$E[\exp(v_i / e_i)] = \left[\frac{1 - \phi(\sigma_A + \gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \right] \exp(\gamma e_i + \sigma_A^2 / 2), \quad (8)$$

onde $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1 - \gamma\sigma^2)}$; $e_i = \ln(CT) - XB$; e $\phi(\cdot)$ é uma função de densidade de uma normal padrão.

³ Um valor de $\gamma = 0$ implica que os desvios da fronteira são devidos inteiramente ao ruído aleatório, enquanto um valor de $\gamma = 1$ coloca todo o desvio no termo de ineficiência.

Os índices de eficiência implementados pelo programa Frontier são obtidos substituindo os parâmetros desconhecidos na equação (6) por suas estimativas de máxima verossimilhança.

A análise acima assumiu que os dados sobre as N firmas estavam disponíveis em corte para estimação dos parâmetros da fronteira. Um estudo mais adequado é possível quando as firmas podem ser observadas durante vários períodos de tempo.

Pitt e Lee (1981) especificaram uma versão para dados em painel do modelo de Aigner, Lovell e Schmidt (1977):

$$\ln C_{it} = F(Y_{it}, P_{it}, K, \beta) + \mu_{it} + \nu_{it}, \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, N \\ t = 1, 2, \dots, T \end{matrix} \quad (9)$$

onde as variáveis possuem as definições dadas acima. Battese e Coelli (1988) estenderam esse modelo para permitir distribuições normais, truncadas em zero, mais generalizadas para o termo de ineficiência, $N(\nu_{it}, \sigma_v^2)$. Battese *et al.* (1989) incorporaram dados em painel não balanceado. Finalmente, Battese e Coelli (1992) assumem que os ν_{it} s são função exponencial do tempo, $\nu_{it} = \{\exp[-\eta(t-T)]\} \nu_i$, onde η é um parâmetro a ser estimado.

Um das vantagens de dados em painel é a possibilidade de investigar simultaneamente mudança na eficiência técnica no tempo e do progresso tecnológico, através de uma apropriada especificação da variável tendência como regressor na equação (9).

3.3.2 Modelando os Efeitos da Ineficiência

Trabalhos empíricos [Mester (1993), Berger e Mester (1997)] investigaram os efeitos da ineficiência do setor bancário regredindo suas estimativas, obtidas no primeiro estágio, contra um vetor de características específicas das firmas, tais como tamanho, idade, estrutura de organização, etc. Esta regressão de segundo estágio utiliza métodos tradicionais como os mínimos quadrados ordinários e a forma funcional logística.

Este procedimento de dois estágios possui, contudo, um problema significativo. No primeiro estágio, consideram-se os efeitos da ineficiência independentemente e identicamente distribuídos com o objetivo específico de prever seus valores de acordo com a abordagem de Jondrow *et al.* (1982), descrita acima. Entretanto, no segundo estágio, estas estimativas são consideradas como função de um conjunto de fatores específicos dos bancos, isto implica dizer que eles não são identicamente distribuídos, a menos que todos os coeficientes estimados das variáveis utilizadas para modelar a ineficiência sejam simultaneamente iguais a zero.

Utilizando a metodologia proposta por Battese e Coelli (1995), Battese *et al.* (1998) estimaram um modelo de fronteira estocástica de custo para a indústria bancária sueca, onde os efeitos da ineficiência são variáveis aleatórias não negativas independentemente, mas não identicamente distribuídas. Para a firma i no período t , obteve-se o efeito da ineficiência v_{it} através do truncamento de uma distribuição normal com média v_{it} e variância σ_v^2 , $N(v_{it}, \sigma_v^2)$, onde:

$$v_{it} = Z_{it}\delta, \quad (10)$$

Z_{it} é um vetor ($1 \times M$) de variáveis observáveis, utilizadas para explicar os efeitos da ineficiência; e δ é um vetor ($M \times 1$) de parâmetros desconhecidos a ser estimado juntamente com os coeficientes β da equação (9). A equação (10) especifica que as médias das distribuições normais, truncadas em zero para obter as distribuições dos efeitos da ineficiência, não são as mesmas, mas sim função de valores observáveis particulares de cada firma.

A função log de verossimilhança deste modelo de fronteira estocástica está em Battese e Coelli (1993), juntamente com as primeiras derivadas parciais da função com respeito aos parâmetros do modelo. Estas expressões são dadas em função dos parâmetros das variância dos termos de erro:

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_\mu^2 \quad \text{e} \quad \gamma = \sigma_v^2 / \sigma^2$$

onde o parâmetro γ tem valor entre zero e um. A expressão para o cálculo da ineficiência é uma generalização daquela proposta por Jondrow *et al.* (1982) e também encontra-se no mesmo artigo.

3.3.3 Aplicações ao Sistema Bancário

Num dos primeiros trabalhos a utilizar a metodologia da fronteira de custo, Mester (1993) estudou a X-eficiência de 214 bancos do Terceiro Distrito do FED Americano durante o período de 1991-92. Utilizando a abordagem da fronteira estocástica (SFA), onde o termo de ineficiência foi definido com distribuição normal truncada em zero, uma função custo translog foi estimada para uma amostra composta em sua maioria por bancos de pequeno e médio portes.

Definiram-se as variáveis com base na abordagem da intermediação. Assim, o preço do trabalho, definido como a despesa salarial dividida pelo número de funcionários, o preço do capital físico, definido como a despesa de depreciação dividida pelo imobilizado, e o preço dos insumos financeiros, definido como a despesa de juros dividida pelo total da captação, foram considerados no modelo. Os produtos incluíam empréstimos imobiliários, empréstimos comerciais e agro-industriais e empréstimos pessoais.

Os resultados apresentaram ineficiência média de 7,89%, mínima de 2,94% e máxima de 22,97%. Num segundo estágio, com o objetivo de verificar quais os aspectos do banco e do mercado estavam correlacionados com a ineficiência, suas estimativas, obtidas no primeiro estágio, foram regressadas contra um conjunto de características específicas de cada firma.

Erro! Indicador não definido.

Os coeficientes estimados não mostraram evidências de correlação entre a ineficiência e o tamanho do ativo, o número de agências e o retorno sobre o ativo. O ano de abertura e a proporção de recursos próprios em relação ao ativo total, entretanto, apresentaram correlação negativa e significativa, o que pode ser decorrente da experiência adquirida no processo produtivo, no primeiro caso, e uma atitude mais cautelosa na administração do portfólio, no segundo caso, visto que em casos de insolvência, quanto maior a participação do capital próprio em relação ao ativo maior o custo arcado pelos acionistas.

A autora, entretanto, não considerou os investimentos em títulos financeiros e a análise do comportamento da eficiência no tempo, desde que a função custo foi estimada apenas para um período amostral. Outro problema, como discutido na seção 2.5, é a utilização da abordagem de dois estágios.

Kwan e Eisenbeis (1994) também estudaram a X-ineficiência de 254 grandes companhias bancárias americanas, com ativos médios de \$ 9.814,56, de dez/86 a

jun/91. O objetivo era investigar seu comportamento no tempo, sua diferença entre firmas de tamanho diferentes e sua relação com a posição de risco do banco. Os autores dividiram as instituições em quartis de acordo com o tamanho do ativo e uma função custo translog foi estimada para grupo de bancos, utilizando-se a abordagem da fronteira estocástica.

O modelo incorporou três fatores de produção – trabalho, capital físico e insumos financeiros – e cinco produtos: empréstimos comerciais e industriais, empréstimos pessoais, empréstimos imobiliários, investimentos em ativo financeiros e atividades consideradas extra-balanço (letras de crédito, contratos futuros, swaps, empréstimos de compromisso). Os custos totais incluíam as despesas com salário, depreciação e juros.

Os autores encontraram ineficiência média entre 10 e 20% dos custos totais e decrescente com o tamanho do banco. Investigaram também a ligação entre a ineficiência e o comportamento de risco dos bancos. A correlação calculada entre a ineficiência e os índices de risco utilizados, desvio padrão do retorno diário das ações e a razão de provisão para créditos em atraso em relação aos empréstimos totais, apresentou sinais positivos e estatisticamente significativos. Por sua vez, a relação entre a ineficiência e valor contábil e de mercado do capital próprio dividido pelo ativo total apresentou-se, em geral, negativa. Uma regressão de mínimos quadrados tendo os desvios padrões das ações como variável dependente e a estimativa de ineficiência e do valor de capitalização de mercado de cada banco também foi estimada. Os resultados apresentaram-se semelhantes aos anteriores com a ineficiência positivamente correlacionada com o risco dos bancos.

Berger e Mester (1997), utilizando a abordagem da livre distribuição (DFA), estudaram a X-eficiência da indústria bancária americana de 1990 a 1995. Seis funções de custo foram estimadas, uma para cada ano. Os autores usaram a forma funcional mais flexível Fourier, onde termos trigonométricos são incorporados ao modelo translog tradicional. O total de firmas da amostra em cada ano variou entre 8.378 e 11.077.

O modelo incluiu três produtos: empréstimos ao consumidor, empréstimos negociais (todos os outros créditos) e investimento total em ativos financeiros (ativo total menos imobilizado e empréstimos globais). Os preços dos três fatores de produção utilizados - trabalho, depósitos e recursos captados no mercado financeiro – foram calculados da maneira usual como utilizada nos trabalhos acima. Uma

diferença significativa, neste artigo, foi considerar o capital físico como insumo quase-fixo. Assim, o valor do imobilizado, não seu preço, foi incorporado como regressor.

A eficiência média obtida foi de 0.868, sugerindo que 13.8 % dos custos são gastos além do necessário. Alguns modelos alternativos foram estimados. A forma translog tradicional não apresentou diferenças significativas. A eficiência diminuiu para 0.860, uma queda de menos de 1%.

Para investigar os aspectos do banco e do mercado que estão correlacionados com a eficiência, os autores também utilizaram o procedimento de dois estágios. Assim, uma regressão tendo as estimativas da eficiência como variável dependente e o tamanho do banco, a estrutura organizacional, tempo de operação, posição de risco e tipo de captação como variáveis independentes foi realizada.

O tamanho do banco praticamente não alterou de forma acentuada os níveis de eficiência, com firmas com ativos acima de \$ 10 bilhões sendo 2,5% mais eficientes em relação àquelas com ativos abaixo de \$ 100 milhões. A estrutura organizacional englobou bancos envolvidos em fusão e adquiridos por outras instituições. No primeiro caso, não houve evidência contra ou a favor de mudança no nível de eficiência. No caso dos bancos comprados, entretanto, o coeficiente mostrou-se positivo e significativo, indicando melhoria em seu nível. A idade do banco não teve influência significativa sobre a eficiência. Com relação à posição de risco, o sinal do coeficiente da razão de empréstimos em relação ao ativo total mostrou-se não conclusivo e o desvio padrão do retorno sobre o ativo apresentou relação negativa com a eficiência, indicando que uma má administração é deficiente não só na realização das operações, mas também no gerenciamento do risco.

O artigo, contudo, considerou a eficiência do custo estável no tempo sem nenhuma informação ou teste *a priori*. Por isso, uma única estimativa foi obtida para cada firma em todo período da amostra. Além disso, a regressão de dois estágios para determinar quais aspectos dos bancos estão correlacionados com a ineficiência possui os problemas já citados.

Hao, *et. al.* (1999), com o objetivo de verificar as conseqüências do abrandamento da regulação iniciada no início dos anos 80, utilizando a abordagem da fronteira estocástica, estimaram uma função de custo translog tendo uma amostra de 19 bancos coreanos para o período 1985-1995. O modelo incluía três

produtos: empréstimos totais, investimentos financeiros e receita de serviços – utilizada como uma proxy para mensurar todos os outros produtos bancários. A definição dos preços dos fatores trabalho, capital físico e insumos financeiros foi idêntica ao dos estudos anteriores.

A eficiência média encontrada foi de 0.8897 e seu desvio padrão 0.08439. Suas causas foram examinadas através de uma regressão de suas estimativas contra um conjunto de variáveis específicas de cada banco: idade, tamanho do ativo, taxa de crescimento do ativo, a razão dos depósitos à vista em relação aos depósitos totais, dummy com valor 1 para bancos nacionais e um indicador para a reforma regulatória iniciada em 1991.

A idade e o tamanho não apresentaram resultado significativo. Os coeficientes do terceiro e quarto regressores mostraram sinal positivo e estatisticamente significativo, indicando que bancos mais eficientes conseguem crescer a uma taxa mais elevada e a captação com recursos não remunerados influencia positivamente a eficiência. As instituições bancárias nacionais mostraram-se mais eficientes, o que pode indicar melhor capacidade de acesso a insumos. Finalmente, a eficiência para a indústria bancária coreana não se modificou significativamente, no período analisado, em consequência da mudança na regulação.

4. EFICIÊNCIA EM BANCOS NO BRASIL

4.1 Especificação do Modelo

Para o propósito deste trabalho, utiliza-se a técnica da fronteira estocástica de custo como especificada por Battese e Coelli (1995), onde a ineficiência é função de um conjunto de características específicas de cada banco. Para especificação da função fronteira de custo, conforme definida pela equação (9), usou-se a forma funcional translog a seguir:

$$\begin{aligned} \ln CT = & \alpha + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \ln Y_i + \sum_{j=1}^2 \beta_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{k=1}^2 \alpha_{ik} \ln Y_i \ln Y_k + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \sum_{h=1}^2 \beta_{jh} \ln P_j \ln P_h + \\ & \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \rho_{ij} \ln Y_i \ln P_j + \kappa_1 \ln K + \frac{1}{2} \kappa_2 \ln K \ln K + \sum_{i=1}^2 \psi_i \ln Y_i \ln K + \sum_{j=1}^2 \omega_j \ln K \ln P_j + \\ & \tau_1 T + \frac{1}{2} \tau_2 T^2 + \mu + \nu \end{aligned} \quad (11)$$

onde CT é o custo operacional total (incluindo juros e salários), Y_i são os produtos, P_j são os preços dos fatores de produção e K é o insumo quase-fixo. Como em Altunbas *et al.* (2000), a inclusão da variável tendência como regressor procura verificar se durante o período em análise houve deslocamento da fronteira de custo. O fator tempo captura os efeitos de mudanças tecnológicas ou outros aspectos como alterações organizacionais e na regulação. O progresso técnico permite a firma produzir um dado nível de produto, a menores níveis de custos totais, mantendo fixos os preços dos fatores e as outras variáveis. A derivada parcial da função custo com relação ao tempo dá sua estimativa:

$$PT = \frac{\partial \ln CT}{\partial T} = \tau_1 + \tau_2 T \quad (12)$$

Uma condição das funções custo é ser homogênea de grau um em relação aos preços dos fatores. Assim, os parâmetros da equação (11) devem satisfazer as seguintes restrições:

$$\sum_{j=1}^2 \beta_j = 1; \sum_{h=1}^2 \beta_{jh} = 0 \text{ para todo } j; \sum_{j=1}^2 \rho_{ij} = 0 \text{ para todo } i; \sum_1^2 \omega_j = 0 \quad (13)$$

Além disso, os coeficientes de segunda ordem devem ser simétricos, isto é:

$\alpha_{ik} = \alpha_{ki}$ para todo k e i.

$\beta_{jh} = \beta_{hj}$ para todo j e h;

A imposição destas restrições ocorreu através da normalização do custo e do preço dos fatores pelo preço do insumo trabalho.

Para definição dos insumos e produtos usados em nosso modelo, utilizamos a abordagem da intermediação. Assim, consideramos como fatores produtivos trabalho, capital físico e depósitos. O preço do trabalho (P_1) é definido como as despesas totais de salários e encargos divididas pelo número de funcionários; o preço dos insumos financeiros (P_2), como as despesas totais de juros divididas pelo total da captação. Como em Berger e Mester (1997), consideramos o capital físico como um insumo fixo. Neste caso, incorpora-se seu valor ao modelo, não seu preço. Finalmente, a equação inclui duas medidas de produtos bancários: operações de crédito (Y_1) e aplicações financeiras em tesouraria (Y_2).

Nós consideramos as fontes da X-ineficiência na atividade bancária decorrentes de dois aspectos principais: operacionais e financeiros. O primeiro caso relaciona-se com características estruturais das firmas, tais como excesso de funcionários, tamanho, etc. O segundo caso diz respeito a capacidade de captar pagando taxas de juros mais baixas. Some-se a este último, o comportamento gerencial de risco que algumas firmas podem tomar em função da origem dos recursos, próprios ou de terceiros, utilizados para financiar suas operações.

Assim, a representação de quais aspectos dos bancos estão correlacionados com sua ineficiência foi modelada abrangendo esses dois aspectos:

$$v_{it} = \delta_0 + \sum_{i=1}^8 \delta_i z_{it} + \varepsilon \quad (14)$$

onde:

$Z1$ é o logaritmo natural do valor total do ativo (ATIVO);
 $Z2$ é o quadrado do logaritmo natural do valor total do ativo (ATIVO)²
 $Z3$ é a razão do capital próprio em relação ao ativo total (PLATIVO);
 $Z4$ é a razão de depósitos a vista em relação aos depósitos totais (DEPAV);
 $Z5$ é a razão dos empréstimos tomados em relação ao ativo total (EMPATIVO);
 $Z6$ é a taxa de inadimplência (INAD);
 $Z7$ é uma dummy com valor 1, se o banco é de propriedade pública (DPUB);
 $Z8$ é uma dummy com valor 1, se o banco é de capital estrangeiro (DEST);
 ε é o termo de erro aleatório, incluído para representar outros fatores que afetam a ineficiência

A variável $Z1$ é incluída para controlar viés de tamanho sobre a ineficiência. Além disso, o porte da firma pode estar relacionado com a ineficiência de duas formas principais. Negativamente, se o tamanho do banco implicar maior credibilidade e segurança, possibilitando a captação via taxas de juros menores. Positivamente, 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 operações.

A variável $Z2$ é incluída para permitir que a ineficiência tenha uma relação não linear, em forma de U invertido, com o ativo total do banco. Lundvall e Battese (1998) e Nakane (1999) usaram modelagens com variáveis ao quadrado para explicar a eficiência das firmas.

A variável $Z3$ procura verificar qual o comportamento da ineficiência das instituições 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.

$Z4$ tenta explicar se as fontes de captação que não pagam juros têm impacto sobre a eficiência da firma. Embora maior parcela de depósitos a vista reduza a despesa de intermediação, firmas que utilizam mais recursos desse tipo podem ficar menos preocupadas com a eficiência porque seus custos podem ser cobertos mais facilmente.

A variável Z5 tenta inferir o impacto de fontes alternativas de captação sobre a ineficiência. De forma contrária a Z3, a hipótese de risco moral sugere uma relação positiva com a ineficiência. Nessa rubrica, encontram-se os recursos repassados pelo governo federal e apenas administrados pelos bancos. Assim, a maior parcela do risco das aplicações financiadas com eles não é da própria instituição bancária. Este fato pode gerar um maior descuido no gerenciamento dessas carteiras.

Z6 é incorporada para medir a qualidade do crédito sobre a ineficiência.

As variáveis Z7 e Z8 estão presentes para captar o efeito da estrutura de propriedade e a forma organizacional do banco sobre a eficiência. Um dos argumentos a favor da privatização dos bancos estatais é justamente que eles possuem baixa eficiência e, para sobreviver num ambiente extremamente competitivo, geralmente necessitam de socorro financeiro por parte do tesouro, pago em última instância pelos contribuintes. Os teóricos da abertura do mercado ao capital externo, por sua vez, defendem que a entrada de bancos estrangeiros aumentará a competitividade e, por consequência, a eficiência do setor.

Em resumo, o objetivo é estimar os parâmetros das equações 11 e 14 simultaneamente utilizando a metodologia da máxima verossimilhança, visto que estas estimativas são consistentes e assintoticamente eficientes. Obtêm-se os resultados empíricos através do programa FRONTIER 4.1. que também dá os índices de X-ineficiência para cada banco em todos os períodos da amostra, de acordo com a equação (7), juntamente com as estimativas dos parâmetros γ e σ^2 . O inverso daquela expressão dá o índice de eficiência.

4.2 Dados Amostrais

Os dados financeiros utilizados nesse estudo foram extraídos das demonstrações contábeis semestrais dos bancos disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. A mesma fonte também forneceu o número total de funcionários. Utilizou-se uma amostra não balanceada de 59 bancos para o período de jun/95 a dez/99. O número total de observações é 553.

As definições exatas das contas financeiras extraídas dos balanços patrimoniais e das demonstrações de resultado do exercício assim como a forma

usada para calcular as variáveis utilizadas em nosso modelo estão no apêndice A1. Suas estatísticas descritivas, na Tabela VII.

Diferente de outros trabalhos que classificam os vários tipos de empréstimos - comerciais, ao consumidor, imobiliários - como produtos diferentes, nós utilizamos seu valor agregado [Hao *et. al.* (1999), Altunbas *et. al.* (2000)]. Da mesma forma, os insumos financeiros, em muitos artigos separados entre depósitos e outros fundos captados no mercado monetário, também são considerados conjuntamente como em Kwan e Eisenbeis (1994). Uma vantagem em reduzir o número de variáveis é evitar problemas como multicolinearidade, principalmente em se tratando de dados extremamente voláteis como os empregados aqui.

TABELA VII
Estatísticas Descritivas das Variáveis do Modelo

Variável	Média Amostrai	Mediana Amostrai	Valor Máximo	Valor Mínimo
Custo Total*	1.067.377	357.404	18.132.611	11.045
Operações de Crédito *	4.428.532	1.039.144	92.848.528	7.979
Aplicações Financeiras *	3.545.940	1.266.410	51.949.207	33.984
Capital Físico *	227.439	47.269	5.091.675	67
Preço do Trabalho **	39	33,45	169	4
Preço dos Insumos Financeiros ***	0,10497	0,07545	0,78582	0,00586
Ativo Total *	12.527.559	4.345.036	152.756.858	416.028
Inadimplência	6,15	3,8	37,6	0

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados amostrais

* milhares de reais , ** reais por trabalhador, *** reais por real

Outro aspecto da pesquisa é a exclusão da despesa de depreciação dos custos totais. Essa variável é utilizada nos trabalhos empíricos para determinar o preço do capital físico. No entanto, não tivemos acesso a essa rubrica contábil. Por isso, como em Berger e Mester (1997) e Battese (1998), consideramos o capital físico como um insumo quase-fixo. Isso, contudo, não trará grandes problemas aos resultados porque as despesas com esses ativos são praticamente insignificantes em relação aos custos totais.

O trabalho também se concentra em bancos de grande porte. O valor médio do ativo situou-se próximo a 12,5 bilhões de reais. Mesmo desconsiderando os dois maiores bancos estatais, com ativos acima de 100 bilhões, sua média ainda permanece significativamente elevada, aproximadamente 8 bilhões.

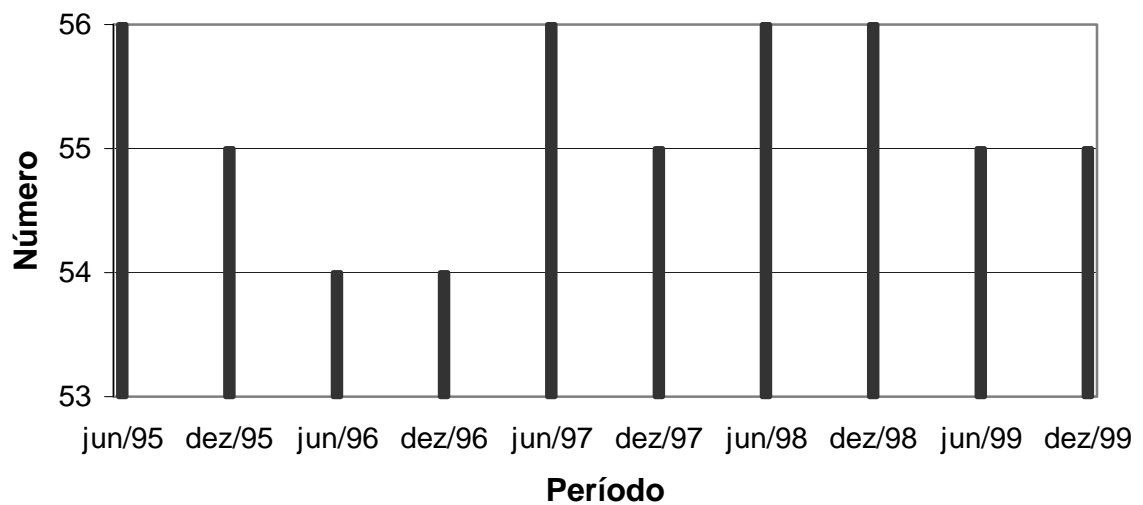
Os dados originais obtidos em moeda nominal foram deflacionados para dez/99 utilizando-se o IGP-DI. Para atualização das variáveis fluxos, que incluem as contas de despesa do semestre, usaram-se as médias geométricas do IGP-DI para os intervalos de janeiro a junho e de julho a dezembro de cada ano.

A amostra inclui 59 firmas, das quais 49 (83%) estão presentes em todos os semestres. O número mínimo de vezes em que um banco apareceu foi dois. Durante o período, ocorreram incorporações de três instituições e reativação de uma. Algumas poucas observações (sete) de determinadas instituições ficaram de fora, ou porque apresentaram preço do insumo negativo ou porque apresentaram valor zero para capital físico ou por falta de informações. Os dados estão dispostos de forma contínua para a maior parte dos bancos, com exceção de quatro que tiveram os problemas citados acima. A quantidade máxima de instituições em dado ponto do tempo foi 56 e a mínima 54. A Figura III mostra a evolução do número de bancos de jun/95 a dez/99 e o apêndice A2 apresenta a relação de todos eles.

Com o objetivo de tornar a amostra mais homogênea e permitir tecnologias de produção semelhantes, incluímos no modelo apenas os bancos com ativos acima de 1 bilhão de reais em dez/99, sendo o maior o Banco do Brasil e o menor o Banco Dibens. Embora haja observações com valores abaixo desse piso em alguns períodos anteriores, esse número é muito reduzido.

Algumas firmas ficaram de fora da amostra em decorrência da dificuldade na obtenção de informações sobre suas contas, em virtude de apresentar número de funcionários (um) discrepante com a realidade e outras porque apresentaram operações de crédito zero em algum ponto do tempo. Os bancos das montadoras de automóveis também estão ausentes porque eles trabalham basicamente como financeiras a serviço de suas controladoras. Apesar disso, a amostra é bastante significativa, representando 92,17% dos ativos totais, 92,26% do volume de operações de crédito, líquido de provisão para perdas e 94,48% do total de depósitos do sistema bancário, todas as posições são de dez/99.

Figura III
Variação no Número de Bancos



Fonte: Elaborada pelo autor

A maior parte das instituições é de controle privado, 45. Os bancos públicos são 11, sendo 4 de controle da União e 7 pertencentes aos Estados. Outros 3 sofreram processo de privatização durante o período, sendo considerados como firmas particulares a partir de então. Com relação à nacionalidade, 16 são de controle externo desde o início e 6 tornaram-se estrangeiros após dez/96, classificando-se como tal desde esta data. No que diz respeito à localização geográfica, 20 possuem atuação em nível nacional e o restante são bancos regionais.

4.3 RESULTADOS EMPÍRICOS

4.3.1 Função Custo - Propriedades

A Tabela VIII apresenta as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da equação (11). A função custo possui ao todo 23 variáveis. Desse total, 16 são estimados diretamente pelo programa frontier 4.1 e outros 7 calculados através das restrições impostas para obtenção da homogeneidade linear. A próxima seção analisa os 8 determinantes da ineficiência.

Pode-se concluir da estimativa de γ que a maior parte do ruído no modelo, aproximadamente 80%, associa-se com a ineficiência. O teste da razão de verossimilhança para a hipótese nula [$H_0 : \gamma = 0$], inexistência de ineficiência, é fortemente rejeitado pelos dados

Diferente da forma funcional mais simples Cobb-Douglas, no caso translog os coeficientes estimados não representam as elasticidades. Assim, antes de analisar os fatores que afetam a ineficiência do setor bancário brasileiro, é importante analisar algumas propriedades que as funções custo devem satisfazer. Portanto, deve-se verificar as seguintes condições: homogeneidade do primeiro grau em relação ao preço dos fatores e custos marginais não decrescentes.

A imposição da primeira condição realiza-se, antes da estimação dos parâmetros da equação, dividindo-se o custo e os preços dos fatores de produção pelo preço de um dos fatores. Esta restrição implica dizer que o custo total varia na mesma proporção e no mesmo sentido dos preços dos insumos. Assim, a elasticidade da função custo com relação aos preços dos insumos, $\partial \ln C / \partial \ln P^4$, deve ser positiva. Desde que seu valor difere para diferentes vetores de insumos e produtos e a amostra envolve dados em painel, ele foi calculado para todos os bancos em todos os períodos de tempo. As elasticidades mostraram-se positivas para 100% das observações dos preços dos insumos financeiros e para 98,91% dos preços do trabalho.

Outra condição de regularidade das funções custo é ser não decrescente com o nível de produção, isto é, seus custos marginais são não negativos. Essa característica também foi verificada localmente para cada observação da amostra através do sinal da expressão $\partial \ln C / \partial \ln Y^5$. As elasticidades apresentaram-se positivas em 100% dos casos, tanto em relação às operações de crédito quanto em relação às aplicações de tesouraria.

$$^4 \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_j} = \beta_j + \sum_{h=1}^2 \beta_{jh} \ln P_j + \sum_{i=1}^2 \rho_{ij} \ln Y_j + \omega_j \ln K$$

$$^5 \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^2 \alpha_{ij} \ln Y_j + \sum_{j=1}^2 \rho_{ij} \ln P_j + \psi_i \ln K$$

TABELA VIII
Estimativas dos Parâmetros da Fronteira Estocástica de Custo

Variável	Coefficiente	Estimativa	Valor-t
Constante	α	1.1795	1,03
$\ln Y_1$	α_1	0.4460	2,56
$\ln Y_2$	α_2	0.1410	0,75
$\ln P_1$	β_1^*	0.4640	
$\ln P_2$	β_2	0.5360	2,62
$\ln Y_1 \ln Y_1$	α_{11}	0.1153	5,89
$\ln Y_2 \ln Y_2$	α_{22}	0.1677	9,44
$\ln Y_1 \ln Y_2$	α_{12}	-0.0986	-7,24
$\ln P_1 \ln P_1$	β_{11}^*	-0.0251	
$\ln P_2 \ln P_2$	β_{22}	-0.0251	-0,88
$\ln P_1 \ln P_2$	β_{12}^*	0.0251	
$\ln Y_1 \ln P_1$	ρ_{11}^*	-0.0103	
$\ln Y_2 \ln P_2$	ρ_{22}	-0.0312	1,93
$\ln Y_1 \ln P_2$	ρ_{12}^*	0.0312	
$\ln Y_2 \ln P_1$	ρ_{21}	0.0103	0,61
$\ln K$	κ_1	0.2315	1,73
$\ln K \ln K$	κ_2	0.0629	4,89
$\ln Y_1 \ln K$	ψ_1	-0.0222	-0,169
$\ln Y_2 \ln K$	ψ_2	-0.0459	-4,62
$\ln K \ln P_2$	ω_1^*	1.0393	
$\ln K \ln P_1$	ω_2	-0.0393	-3,44
$\ln T$	τ_1	-0.0600	-3,46
$\ln T \ln T$	τ_2	0.0115	3,82
	σ^2	0,2261	6,61
	γ	83,81	28,50

LOG DA FUNÇÃO DE VEROSIMILHANÇA : 22,67

*Estimados através das restrições impostas pela equação (13)

Fonte: Parâmetros estimados da função custo especificada na equação (11)

4.3.2 Função Custo - Testes

A fronteira estimada envolve determinadas suposições com respeito a sua forma funcional e possui um grande número de variáveis. É importante verificar, então, se um modelo mais simples seria uma representação mais adequada para os dados. Assim, realizamos alguns testes estatísticos para verificar a especificação da fronteira utilizada. As hipóteses nulas referentes a essas suposições e os resultados encontrados estão na Tabela IX.

TABELA IX
Teste da Razão de Verossimilhança para os Parâmetros
da Fronteira Estocástica de Custo

Hipótese Nula H_0	Teste Estatístico, λ	Valor Crítico
$H_0: \alpha_{ik} = \beta_{jh} = \rho_{ij} = \kappa_2 = \psi_i = \omega_j = 0$	150,78	16,92
$H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_8 = 0$	159,58	17,67*
$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_8 = 0$	80,94	15,51
$H_0: \tau_1 = \tau_2 = 0$	19,76	5,99

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos resultados dos testes estatísticos

*Este valor foi obtido da Tabela 1 de Kodde Palm (1986) porque para $\gamma=0$ a estatística da razão de verossimilhança, λ , tem distribuição assintótica mista de χ^2 -quadrado, $\frac{1}{2} \chi^2 + \frac{1}{2} \chi^2$ (Coelli 1995), com graus de liberdade igual ao número de restrições, 10, se H_0 é verdadeiro.

A primeira hipótese nula definida na Tabela XIV especifica que os coeficientes de segunda ordem e dos produtos cruzados são todos iguais a zero. O valor da razão de verossimilhança, 150,78, é bem maior que o valor da estatística $\chi^2_{(9)}$ a nível cinco por cento. Assim, o modelo translog é mais apropriado que a representação Cobb-Douglas.

A segunda hipótese nula especifica que todas as firmas na amostra são consideradas tecnicamente eficientes, $\gamma=0$, e o modelo pode ser estimado

diretamente por mínimos quadrados ordinários. Esta hipótese também é fortemente rejeitada pelos dados.

A terceira hipótese nula especifica que os coeficientes de todas as variáveis utilizadas para determinar a ineficiência são simultaneamente iguais a zero. Assim, elas não são úteis para explicar seus efeitos. Essa hipótese também é rejeitada pelos dados.

Por último, a hipótese sobre a estabilidade da fronteira com relação ao tempo, inexistência de progresso tecnológico, imposta fazendo os coeficientes das variáveis tempo serem iguais a zero, também foi rejeitada⁶.

4.3.3 Determinantes da Ineficiência

A identificação das variáveis utilizadas para modelar a equação de ineficiência e seus respectivos coeficientes estimados apresenta-se na Tabela X. Como explicado anteriormente, diferentemente da maioria dos trabalhos na área, sua estimação ocorreu num único estágio juntamente com os parâmetros da fronteira de custo.

TABELA X
Estimativas dos Coeficientes Determinantes da Ineficiência

	Variável	Estimativa	Valor-t
Constante	δ_0	-2,66	-2,95
Z1 - ATIVO	δ_1	0,390	3,83
Z2 - (ATIVO) ²	δ_2	-0,0203	-8,20
Z3 - PLATIVO	δ_3	-1,41	-2,71
Z4 - DEPAV	δ_4	1,99	2,61
Z5 - EMPATIVO	δ_5	2,43	4,88
Z6 - INAD	δ_6	0,0057	1,09
Z7 - DPUB	δ_7	0,536	4,26
Z8 - DEST	δ_8	-1,58	-3,70

Fonte: Parâmetros estimados da equação (14)

⁶ Um modelo com efeitos fixos também foi estimado. Entretanto, os resultados não foram satisfatórios.

Os coeficientes das variáveis ATIVO e $(\text{ATIVO})^2$ implicam que a ineficiência possui uma relação em forma de U invertido com o tamanho do banco, ou seja, cresce em direção as firmas de médio porte e depois decresce quando se atinge níveis maiores de ativo. Assim, os bancos pequenos e grandes são mais eficientes em relação às instituições de porte mediano. As evidências na literatura a esse respeito não são unânimes. Enquanto Kwan e Eisenbeis (1994) e Berger e Mester (1997) mostraram que a eficiência aumenta com o porte da firma, outros autores apresentaram resultados contrários [Bauer *et al.* (1993), Kaparakis *et al.* (1994)]; há ainda aqueles trabalhos onde o valor do ativo não tem qualquer influência sobre a eficiência, Mester (1993).

Optou-se por esse tipo de modelagem com ATIVO e $(\text{ATIVO})^2$ por ser mais flexível e ajustar-se melhor aos dados. Uma estimação inicial apenas com a variável Z1 (ATIVO) indicou que a ineficiência diminuía com o tamanho do banco. Entretanto, os índices de eficiência calculados, a partir dessa regressão inicial, mostraram-se parecidos com aqueles apresentados na Tabela XI, onde os bancos pequenos e grandes são mais eficientes em relação aos de médio porte. Por isso, para se ter um melhor ajustamento, adicionou-se a variável Z2, $(\text{ATIVO})^2$, ao modelo original.

TABELA XI
Índice de Médio de X-Eficiência por Porte do Banco

Valor do Ativo	Eficiência
>20 *	0,89
10-20*	0,81
5-10*	0,87
2,5-5*	0,85
<2,5*	0,84

Fonte: Elaborada pelo autor a partir das estimativas de eficiência

* em bilhões de reais

O Resultado encontrado para grandes bancos é consistente ao se considerar a forte presença de sua marca no mercado. Em geral, são firmas com maior tradição e reputação junto à sociedade, gozando de maior credibilidade e despertando maior sensação de segurança aos depositantes. Essas instituições também operam, em sua maior parte, em nível nacional e possuem uma base de clientes elevada, tendo maior facilidade na captação dos depósitos, principalmente em ambientes de instabilidade econômica. Além disso, por trabalharem com um portfólio de produtos mais diversificado, oferecem menores riscos aos investidores. Por isso, geralmente têm a capacidade de captar pagando taxas de juros menores.

Este efeito parece dominar a hipótese de risco moral para grandes bancos, onde, em situações de dificuldades financeiras, existindo grande probabilidade de obter ajuda de autoridades governamentais, há uma tendência para descuido na administração dos recursos, gerando ineficiência.

Os bancos pequenos, por trabalharem de forma mais restrita e não possuírem uma presença marcante no mercado, em geral pagam taxas de juros maiores na captação dos recursos. Este custo de sinalização, entretanto, parece ser compensado com estruturas de custos administrativos mais enxutas, visto que na maior parte dos casos possuem poucas agências e funcionários.

A razão de capital próprio sobre o ativo total possui uma correlação positiva com eficiência. O sinal encontrado é consistente com a hipótese de risco moral, onde bancos que utilizam mais recursos próprios procuram ser mais eficientes, visto que em casos de falência o custo para os acionistas é maior e, por esse motivo, pode existir uma maior fiscalização das decisões dos administradores. Essa variável também pode estar relacionada com a eficiência porque bancos mais eficientes têm maiores lucros, podendo conduzir a maiores capitalizações no futuro.

A qualidade dos créditos apresentou impacto negativo sobre a eficiência do setor, embora não significativo. Existem na literatura duas hipóteses a respeito dessa variável. Uma a considera exógena, causada por choques externos aos bancos, afetando a eficiência decorrente de despesas extras com renegociação de dívidas inadimplentes. No outro caso, ela é tratada como endógena e decorre de deficiências administrativas, sendo, portanto, consequência, não causa da ineficiência. Este parece ser o caso brasileiro, visto que, embora tenha havido uma elevação do índice de inadimplência geral da economia, após o Plano Real, seus efeitos são diferentes para os diversos bancos atuantes no mercado.

Bancos que utilizam amplamente empréstimos e repasses governamentais para financiar seus ativos são menos eficientes, como mostra o sinal do coeficiente da variável EMPATIVO. Nessa rubrica contábil, encontram-se os empréstimos solicitados a outras instituições bancárias e ao Banco Central (operações de redesconto). Essas fontes alternativas de captação geralmente têm taxas de juros acima do nível de mercado e, portanto, são mais onerosas. Adicionalmente, os repasses do Governo Federal praticamente não possuem risco financeiro para as instituições bancárias, sendo apenas administrados e transferidos para seus destinatários legais. Esse aspecto também é uma fonte complementar geradora de ineficiência porque pode incentivar atitudes de risco moral dos bancos após o recebimento desses recursos. Pode-se esperar, então, que as firmas com problemas de liquidez recorrem a esse tipo de instrumento tenham um custo de captação maior e, dessa forma, uma despesa de intermediação financeira mais elevada, o que pode implicar negativamente em sua eficiência.

Diferentemente do esperado, o coeficiente da variável DEPATIVO apresentou sinal positivo, indicando que quanto maior a proporção de depósitos a vista em relação aos depósitos totais menor a eficiência da firma. A princípio, esperava-se o resultado inverso, visto que os depósitos a vista são fontes não onerosas. No entanto, esse tipo de captação sofre maior incidência de reserva compulsória, chegando inclusive a ter alíquota de 100% no segundo ano de vigência do plano Real. Assim, quanto maior sua participação menos recursos os bancos poderão aplicar em seus respectivos produtos. Além disso, um grande volume de depósitos a vista também pode gerar incentivos para comportamento de risco moral. Como não há custo financeiro, a atitude posterior à captação pode ser de descuido com aplicação desses recursos e com sua monitoração. Finalmente, levando em consideração que uma boa parte da lucratividade dos bancos no período anterior ao real era decorrente da correção dos depósitos bancários abaixo da inflação, com a estabilização dos preços essa receita deixou de existir e, assim, eles passaram a desempenhar papel secundário sobre a performance dos bancos.

Diferentemente do resultado encontrado por Nakane (1999), o coeficiente positivo para DPUB indica que os bancos públicos são mais ineficientes em relação aos particulares. Uma das principais características dessas instituições é o grande número de funcionários e agências. Isto ocasiona um peso excessivo na remuneração de pessoal e nos custos administrativos. Essas firmas geralmente

mantêm unidades deficitárias por motivos políticos ou mesmo para atender as populações mais afastadas dos grandes centros urbanos. Dessa forma, a justificativa para sua existência vai além do critério de minimização de custos ou maximização de lucros. Como será visto adiante, um ponto crucial, entretanto, é a diferença entre bancos públicos estaduais e federais.

O coeficiente negativo para DEST indica que os bancos estrangeiros são mais eficientes. Estas firmas em geral possuem uma estrutura organizacional com reduzidos custos administrativos. A maioria das instituições operando no mercado nacional trabalha com um número reduzido de agências e num nicho de mercado mais restrito. Portanto, tem a capacidade de adquirir experiência e especializar-se mais facilmente em suas atividades, aumentando sua eficiência. Além disso, essas firmas, em sua maioria, também possuem pequeno número de clientes, o que dá mais agilidade e segurança nas transações, diminuindo os problemas com informação assimétrica. Aliado a isso, o acesso a tecnologias mais avançadas de avaliação e monitoração de projetos, técnicas mais modernas de administração de carteiras de investimento e a experiência de trabalhar em países onde a atividade fim dos bancos, intermediação financeira, é mais acentuada podem ter contribuído para o resultado encontrado aqui.

4.3.4 Comportamento da Eficiência e Progresso Tecnológico

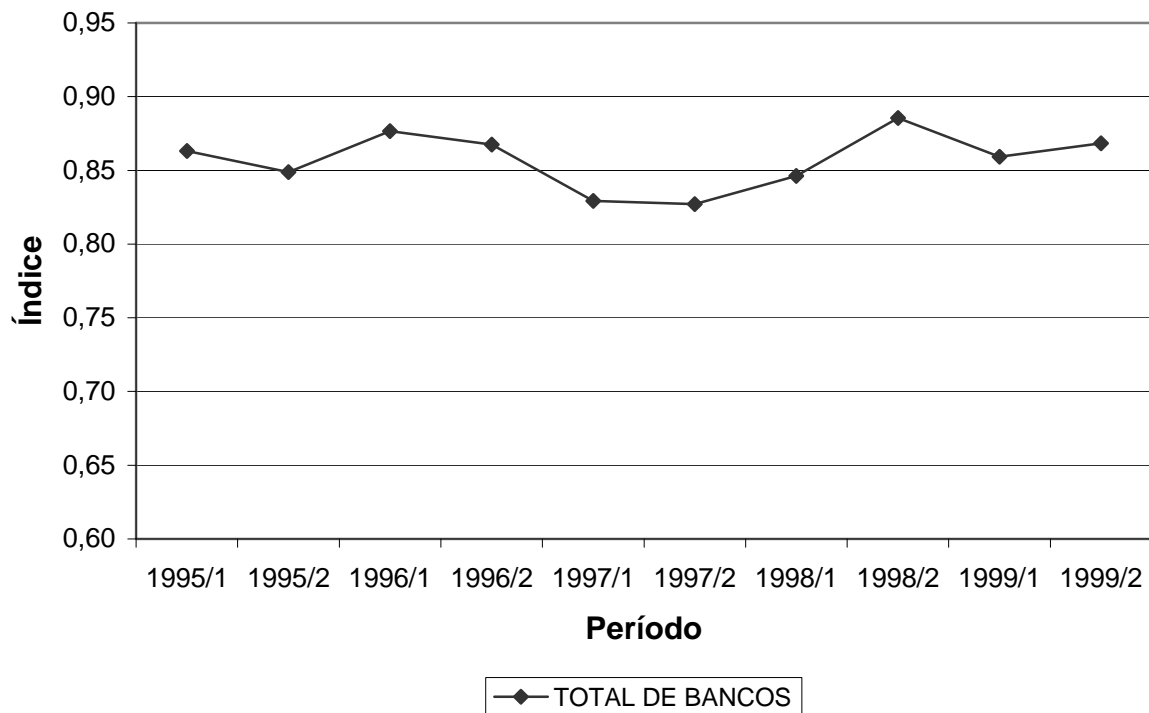
O programa FRONTIER fornece as estimativas de ineficiência para cada banco em cada período de tempo através da expressão (7). Seu inverso dá os índices de eficiência, indicados no apêndice A3. As Tabelas XII e XIII apresentam as médias geométricas de acordo com a categoria a que pertence o banco (público, privado, nacional, nacional privado e estrangeiro) e as Figuras IV a X mostram suas trajetórias. Finalmente, obtém-se progresso tecnológico de acordo com a expressão (12).

Antes de apresentar os valores calculados, alguns pontos merecem comentários. A trajetória de eficiência apresentou-se bastante irregular com declínios e subidas bruscas. As grandes variações nos índices encontrados geralmente decorreram de comportamentos instáveis de bancos específicos em determinados períodos da amostra, alguns dos quais apresentando oscilações de acíves e declives em semestres subseqüentes. Desde que as estimativas apresentadas nas tabelas são as médias para os grupos, um distúrbio com alguma firma afetará todo o índice calculado.

Dentre as instituições que apresentaram esse comportamento irregular, os bancos públicos estaduais são predominantes. Estes, além de apresentar a menor média do período, 69%, também tiveram o maior desvio padrão. Adicionalmente, as firmas que sofreram algum processo de reestruturação, seja em função de transferência de controle acionário seja pela redefinição de suas estratégias de atuação no mercado, também apresentaram situação bastante instável em determinados momentos, muitas vezes em consequência de quedas repentinas em suas operações.

Apesar dessa instabilidade, podem-se tirar algumas conclusões dos resultados. Como pode ser visto na Tabela XII e na Figura IV, a eficiência econômica média do setor bancário brasileiro no período analisado situou-se próxima a 86%, ficando dentro dos resultados encontrados na literatura internacional. Os valores dos índices do início e final do período são idênticos, embora sua evolução tenha sido bastante irregular principalmente a partir de dezembro/96.

Figura IV
Trajetória do Índice de Eficiência Média



Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos índices de eficiência estimados

A tendência que é aproximadamente estável, até o segundo semestre de 96, agrava-se com a situação de alguns bancos públicos estaduais. Este período coincide com a implantação do Proes, em agosto de 1996, quando estas instituições começaram a passar por um profundo processo de reestruturação em seu sistema operacional.

Duas instituições em particular contribuíram para esse comportamento: os Bancos Bemge e Banrisul. O primeiro, inclusive, apresentou a menor média e maior variação no índice de eficiência dentre as firmas presentes na amostra, que ocorreu justamente no período imediatamente anterior a seu processo de privatização. Embora a longo prazo se espera uma melhora em seus níveis de eficiência, a curto prazo é natural que haja uma queda característica de qualquer fase de transição e reorganização.

Tabela XII
Índice Médio de X-Eficiência por Categoria de Banco
e Estimativa do Progresso Tecnológico

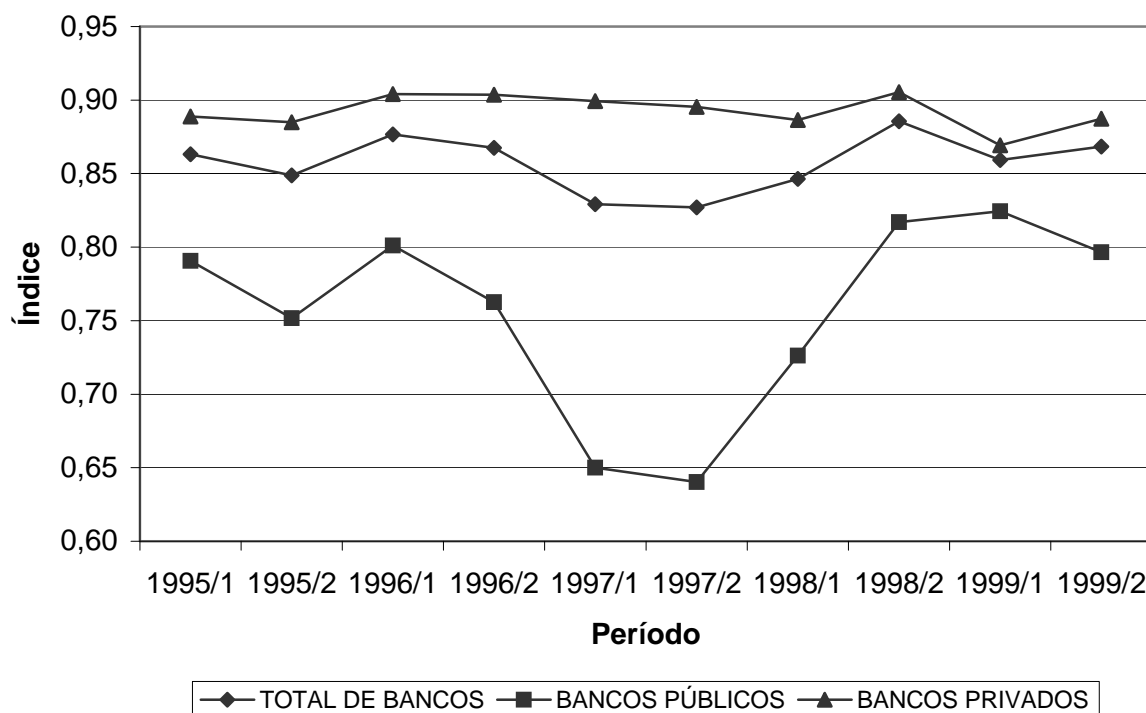
Ano	Todos	Públicos	Públicos Estaduais	Privados	Privados 2*	Progresso Técnico
1995/1	0.86	0.79	0.75	0.89	0.89	-4.85
1995/2	0.85	0.75	0.69	0.88	0.89	-3.70
1996/1	0.88	0.80	0.77	0.90	0.91	-2.55
1996/2	0.87	0.76	0.72	0.90	0.91	-1.40
1997/1	0.83	0.65	0.56	0.90	0.90	-0.25
1997/2	0.83	0.64	0.56	0.90	0.90	0.89
1998/1	0.85	0.73	0.66	0.89	0.89	2.04
1998/2	0.89	0.82	0.78	0.91	0.91	3.19
1999/1	0.86	0.82	0.79	0.87	0.88	4.34
1999/2	0.87	0.80	0.75	0.89	0.91	5.49
Média	0.86	0.75	0.69	0.89	0.90	

Fonte: Elaborada pelo autor a partir das estimativas de eficiência

*. Exclui os privatizados.

Essa relação entre a eficiência média geral do setor e a dos bancos públicos pode ser vista mais facilmente, através da semelhança de suas trajetórias na Figura V. Embora a participação das instituições estaduais no setor venha caindo, esse resultado ainda reflete o peso que elas detinham à época da implantação do Proes.

Figura V
Trajetória do Índice de Eficiência Média dos Bancos Públicos e Privados

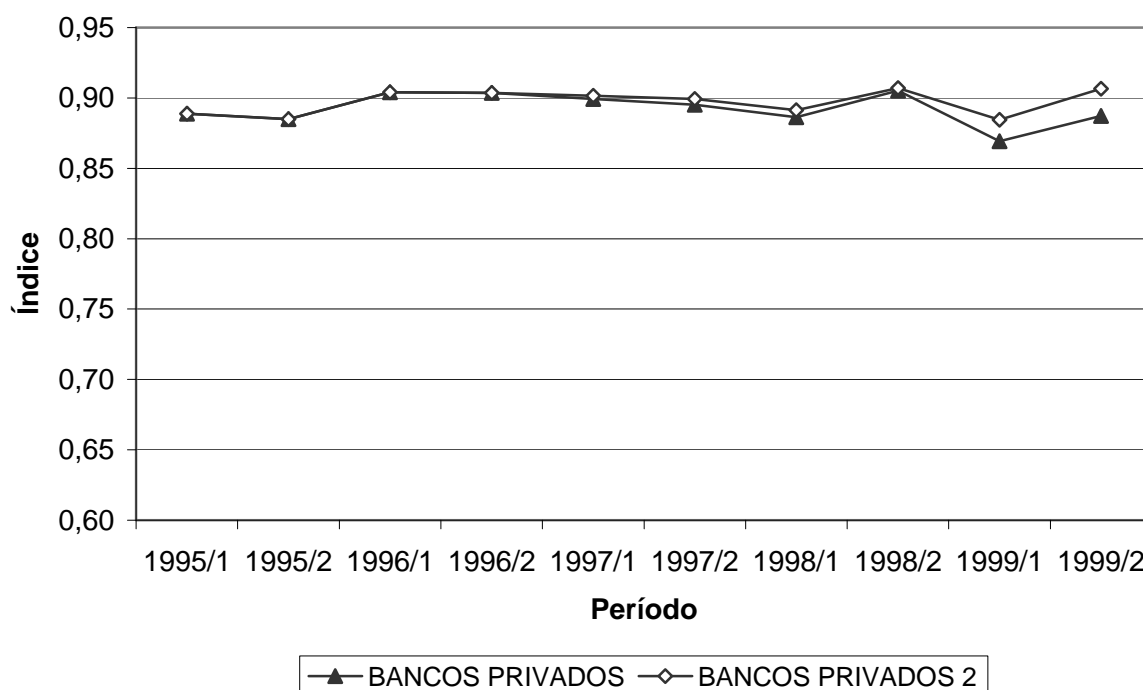


Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos índices de eficiência estimados

Estas firmas também foram as principais responsáveis por oscilações bruscas nos níveis de eficiência, com algumas instituições melhorando sua performance e outras deteriorando. Este foi o caso a partir de dezembro de 1997, quando após um pico em seu índice, em dezembro de 1998, ele voltou a cair. O início do processo e a intensidade da reestruturação porque vêm passando estas instituições diferem entre elas e no tempo, e isto é um dos motivos dessa variação.

Uma análise da Figura VI mostra que os bancos particulares tiveram um comportamento mais estável até o ano de 1997, quando o índice passou a refletir, em grande parte, o mau desempenho das instituições públicas adquiridas a partir de então. Estas não apresentaram melhoria instantânea em sua eficiência e, em alguns períodos, até pioraram. Isto pode ser visualizado através da Figura VI, que mostra a trajetória para os bancos privados 1 e os bancos privados 2 (exclui os públicos privatizados).

Figura VI
Trajетória do Índice de Eficiência Média dos Bancos Privados



Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos índices de eficiência estimados

Adicionalmente, no caso desses bancos privados, contribui para essa queda o agravamento da situação de algumas instituições que passaram por alguma reestruturação operacional, redefinição de estratégias e transferência de controle acionário. Esse processo de ajuste, além de gerar despesas extras de reorganização e modernização das firmas adquiridas, pode levar a choques de procedimentos administrativos totalmente diferentes e a diminuição das atividades operacionais durante um determinado tempo. Finalmente, no ano de 99, a desvalorização cambial aumentou o passivo externo de algumas dessas firmas, afetando sensivelmente sua despesa de intermediação financeira.

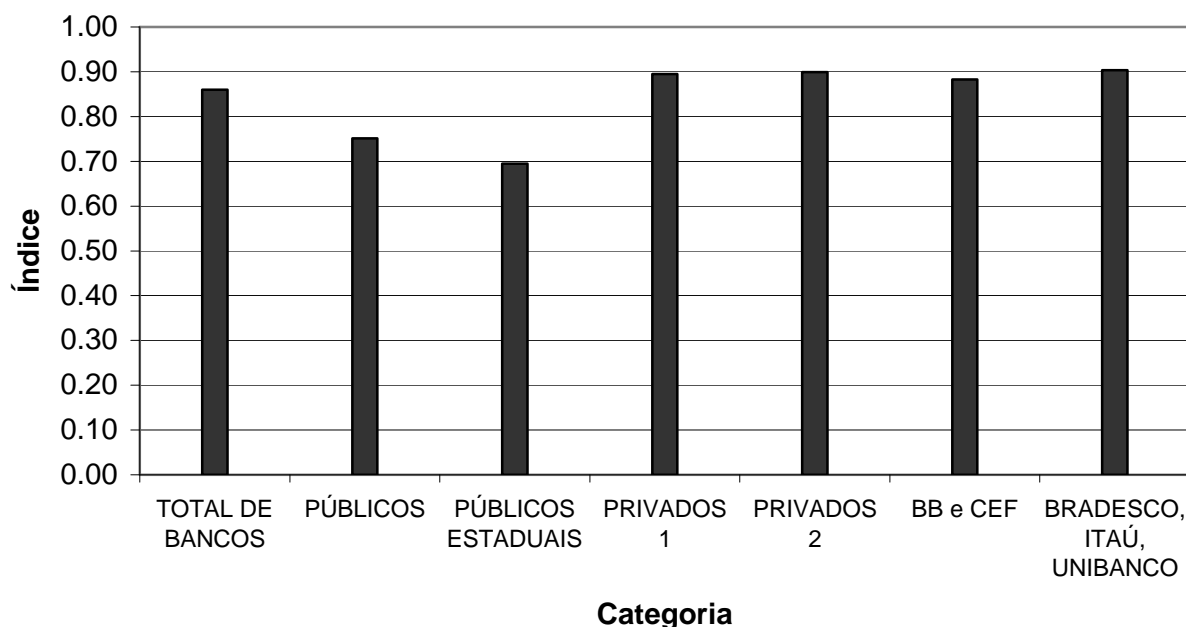
Assim, embora tenha havido variações nas estimativas de eficiência em todas as categorias, pode-se afirmar que os bancos públicos estaduais foram os principais responsáveis por sua instabilidade além de contribuírem para redução do índice do setor.

Uma verificação nos números da Tabela XII corrobora essa conclusão. Enquanto, os particulares apresentaram eficiência média de 89% e diferença entre o maior e menor índice de 4 pontos percentuais, os bancos públicos estaduais

mostraram eficiência média de 69% e amplitude de 19 pontos percentuais. Levando-se em consideração as instituições públicas que passaram para a iniciativa privada a partir de 1997, essa diferença poderia ter sido ainda maior.

Um aspecto importante encontrado no trabalho é a diferença entre bancos públicos federais e estaduais. Este fato pode ser comprovado através da Figura VII. Pode-se verificar que os dois grandes bancos públicos federais (Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal) apresentam índices de eficiência bem superiores aos bancos públicos estaduais. Além disso, quando comparados aos três maiores bancos privados (Bradesco, Itaú e Unibanco) seus índices estão muito próximos e acima da média total do setor. Por outro lado, as duas instituições públicas federais que operam a nível regional (BASA e Meridional) apresentaram resultados similares às instituições públicas estaduais.

Figura VII
Índice de Eficiência Média por Categoria de Banco



Fonte: Elaborada pelo autor a partir das estimativas de eficiência

Assim, pode-se concluir que as firmas de controle da União são mais eficientes em relação às pertencentes aos Estados membros e até mesmo compatíveis com similares privados de mesmo porte.

Esse comportamento das instituições públicas estaduais, conforme comentado anteriormente, pode ser entendido como decorrente de sua forma organizacional. Elas possuem elevadas despesas administrativas e um número excessivo de funcionários, ocasionando um grande peso em seus custos.

Essa estrutura era, no entanto, em parte contrabalançada pela correção dos depósitos abaixo da inflação, reduzindo a base real sobre a qual incide o pagamento de juros. Segundo dados da Andima/IBGE, antes da introdução do Plano Real, a receita inflacionária das instituições financeiras bancárias era próxima a 4% do PIB e, desse total, cerca de 63% eram apropriados pelos bancos públicos.

Adicionalmente, levando-se em consideração uma maior dificuldade destas firmas em alterar seus modelos operacionais, pode-se concluir que os efeitos da redução da inflação sobre elas foi maior do que aqueles sofridos pelos bancos privados. Finalmente, o agravamento da crise fiscal dos estados contribuiu para a deterioração de sua situação. Estes eram ou são seus maiores devedores e esse fato pode ter piorado ainda mais seus resultados financeiros.

Os bancos atuantes no mercado brasileiro também apresentaram diferenças no índice de eficiência média de acordo com a nacionalidade do controle acionário

Pode-se verificar na Tabela XIII que as instituições estrangeiras tiveram média de 92%, superior a dos bancos nacionais, 83%. Mesmo desconsiderando os efeitos adversos das instituições públicas sobre este índice e considerando apenas as nacionais de propriedade privada, a situação ainda permanece favorável aos bancos de controle externo, embora a diferença cai de 9 pontos percentuais para 5. A redução, entretanto, é maior quando não se considera, entre os bancos privados, os públicos privatizados no período, caindo para 4 pontos percentuais.

Além dos aspectos citados na seção 5.2, que podem explicar esse comportamento mais eficiente das instituições estrangeiras, elas ainda contam com um suporte financeiro respeitável de suas matrizes, o que pode ajudá-las a se adaptar melhor a ambientes conturbados e de transição.

Tabela XIII
Índice Médio de X-Eficiência dos Bancos Nacionais e Estrangeiros

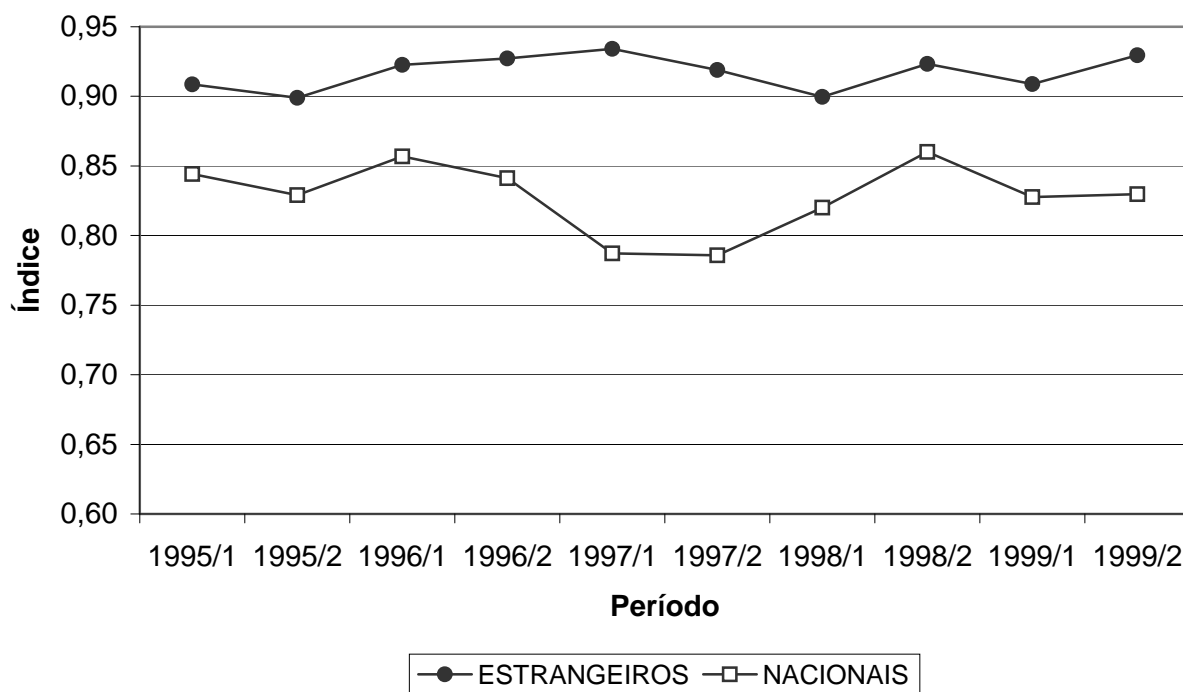
Ano	Estrangeiros	Nacionais	Nacionais Privados 1	Nacionais Privados 2*
1995/1	0.91	0.84	0.88	0.88
1995/2	0.90	0.83	0.88	0.88
1996/1	0.92	0.86	0.89	0.89
1996/2	0.93	0.84	0.89	0.89
1997/1	0.93	0.79	0.88	0.88
1997/2	0.92	0.79	0.88	0.88
1998/1	0.90	0.82	0.87	0.88
1998/2	0.92	0.86	0.89	0.89
1999/1	0.91	0.83	0.83	0.86
1999/2	0.93	0.83	0.85	0.88
Média	0.92	0.83	0.87	0.88

Fonte: Elaborada pelo autor a partir das estimativas de eficiência

* Exclui os públicos privatizados

A trajetória de crescimento desses dois grupos também foi diversa, sendo apresentada na Figura VIII. Como pode ser visto, os bancos estrangeiros possuem tendência crescente com uma ligeira queda, em dez/97, recuperando-se em seguida. O comportamento para os bancos nacionais é fortemente influenciado pela situação dos bancos públicos e apresenta-se semelhante aquele mostrado na Figura V.

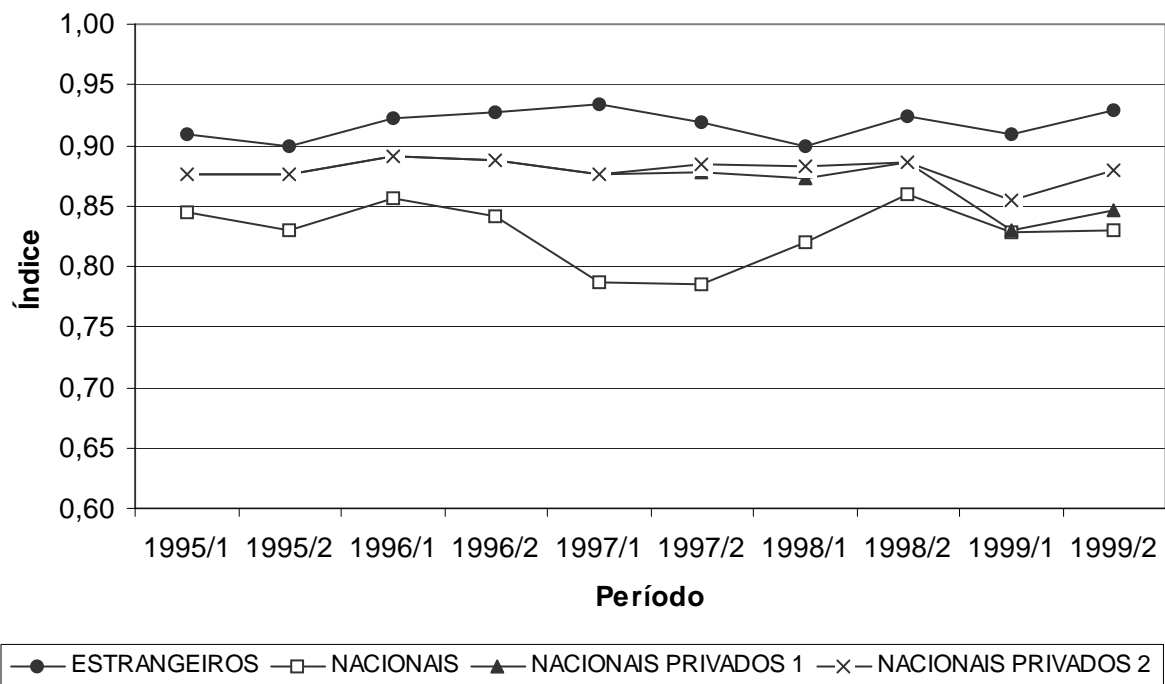
Figura VIII
Trajetória do Índice de Eficiência Média dos Bancos
Nacionais e Estrangeiros



Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos índices de eficiência estimados

Ao se considerar apenas os bancos nacionais privados, analisando-se a Figura IX, as diferenças nas trajetórias em relação aos estrangeiros são menores, acentuando-se a partir de dez/98 em decorrência da influência das instituições públicas privatizadas. Excetuando-se estas firmas, os comportamentos são mais parecidos, embora favoráveis às estrangeiras.

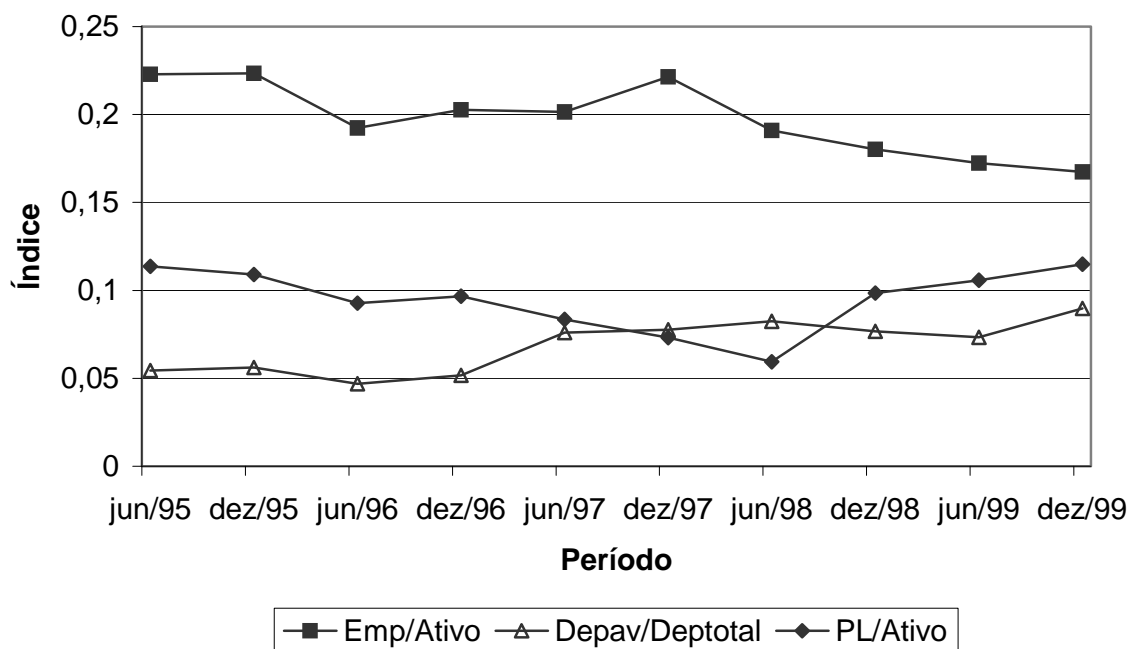
Figura IX
Trajetória do Índice de Eficiência Média
dos Bancos Estrangeiros, Nacionais e Nacionais Privados



Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos índices de eficiência estimados

A Figura X mostra o comportamento das variáveis utilizadas para explicar a ineficiência. Dentre as variáveis utilizadas para modelar a ineficiência, o comportamento da razão de empréstimos e repasses sobre o ativo total, dos depósitos a vista sobre os depósitos totais e do capital próprio em relação ao ativo total apresentaram comportamento compatível com os resultados obtidos anteriormente, principalmente até dez/97. Nos dois primeiros casos, encontrou-se uma relação negativa entre essas variáveis e o índice de eficiência. No segundo, caso uma relação positiva. Como pode ser visto na Figura X, as duas variáveis iniciais declinam até jun/1996 e mostram-se crescentes a partir de então, até dez/97, justamente quando a eficiência do setor mostrou sua maior baixa. O valor da variável PLATIVO começa a cair a partir de dez/96 juntamente com o índice de eficiência.

Figura X:
Trajetória dos Determinantes da Ineficiência



Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos índices de eficiência estimados

A Tabela XII também mostra o índice de mudança técnica do período. Os resultados indicam que o progresso técnico reduziu os custos de produção em 4,85% no primeiro semestre de 95, 3,70% no segundo semestre do mesmo ano e assim sucessivamente até se exaurir no primeiro semestre de 97. A partir de então, os custos por unidade do produto passaram a crescer chegando a se elevar 5,49% no último período da amostra.

O comportamento do início do período pode ser consequência dos investimentos tecnológicos e do processo de informatização ocorridos na área bancária nos últimos anos. Esse desenvolvimento pode ser verificado pelo crescimento no número de postos eletrônicos de atendimento. Numa pesquisa realizada em 1997 pela consultoria Salomon Brothers sobre tecnologia bancária na América Latina, o Brasil foi definido como o país, juntamente com o México, onde a tecnologia bancária é a mais avançada da região, e próxima àquela dos países desenvolvidos.

O crescimento da produtividade inicial, no entanto, provavelmente pode ter sido suplantado pelos desperdícios acarretados ao processo produtivo de qualquer indústria, característicos de uma fase de transição e de fortes choques macroeconômicos. Isto pode ter de fato acontecido porque, em virtude da dificuldade de controlar fatores externos que mudam com o tempo, a especificação da função custo com a variável tendência como argumento captura mais que fatores tecnológicos. Assim, condicionantes da economia como, por exemplo, mudanças súbitas na taxa de juros ou de câmbio ou alteração na regulação também influenciam o deslocamento da fronteira. Este pode ter sido o caso brasileiro, desde que o país experimentou altas repentinas nas taxas de juros em dez/97 e dez/98, além de uma significativa desvalorização do câmbio em 99. Some-se a isso, o maior rigor na regulamentação por parte do Banco Central e a instituição de mecanismos como o fundo garantidor do crédito, que acarreta um ônus adicional para as instituições bancárias, em que pese sua legitimidade e real necessidade para um melhor funcionamento do sistema bancário.

4.3.5 Elasticidades e Economias de Escala

A Tabela XIV apresenta o comportamento das economias de escala no tempo e suas estimativas de acordo com o porte. As medidas são calculadas utilizando-se a fronteira de custo estimada. Assim, como coloca Mester (1993), esses resultados são válidos para os bancos considerados plenamente eficientes, ou seja, que estão operando sobre a fronteira. Elas indicam se um banco que esta trabalhando ao mínimo custo possível para produzir uma particular cesta de produtos pode diminuí-lo pela escolha de um diferente nível de operação ou por uma nova realocação de sua carteira de investimentos. Em contraste, nas metodologias convencionais, que não incorporam a ineficiência, estima-se um função média de custo para a indústria, considerando todas as firmas da amostra para obtenção de suas estimativas. Neste caso, os retornos de escala inferidos podem ser confundidos com melhoria na eficiência e causar distorção nos resultados encontrados. Dessa forma, a técnica utilizada aqui, além de permitir avaliar o grau de ineficiência entre as firmas e seus determinantes, fornece estimativas mais confiáveis de economias de escala.

A medida utilizada aqui considera o efeito de uma variação proporcional nos níveis de todos os produtos. Portanto, para obtenção de suas estimativas, somamos as elasticidades individuais da função custo com relação às operações de crédito e às aplicações em tesouraria:

$$ESCALA = \sum_{i=1}^2 \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i}, \quad (15)$$

Como em Battese *et al.* (1998), nós calculamos esses valores para cada banco individualmente em todos os períodos da amostra e nos valores observados dos produtos, insumo quase-fixo e preços dos fatores. As médias geométricas são apresentadas nas Tabela XIV e XV.

TABELA XIV
Estimativa das Economias de Escala por Porte e Ano

Valor* Ativo	Jun/95	Dez/95	Jun/96	Dez/96	Jun/97	Dez/97	Jun/98	Dez/98	Jun/99	Dez/99
>20	0.75	0.79	0.81	0.82	0.82	0.84	0.84	0.84	0.85	0.82
10-20	0.82	0.82	0.79	0.83	0.85	0.88	0.89	0.89	0.88	0.85
5-10	0.79	0.82	0.84	0.86	0.84	0.85	0.86	0.87	0.85	0.82
2,5-5	0.73	0.76	0.80	0.79	0.84	0.83	0.81	0.84	0.86	0.84
<2,5	0.71	0.75	0.81	0.81	0.81	0.82	0.84	0.85	0.86	0.83

Fonte: elaborada pelo autor a partir das estimativas obtidas através de (15)

* Em bilhões de reais.

TABELA XV
Estimativa das Economias de Escala por Porte

Valor do Ativo	Estimativa
>20*	0,81
10-20*	0,86
5-10*	0,84
2,5-5*	0,83
<2,5*	0,79

Fonte: elaborada pelo autor a partir das estimativas obtidas através de (15)

*Valores em Bilhões de reais

Todas as estimativas encontradas apresentaram valores menor que um. Há, portanto, indícios de retornos crescentes de escala para bancos de todos os tamanhos e em todos os períodos⁷. Embora seus valores estejam se elevando com o tempo, as economias de escala não chegaram a ser exauridas totalmente. Existe, portanto, no Brasil, espaço para as instituições bancárias aumentarem seus níveis de operação e auferir ganhos de escala.

Esse resultado, entretanto, é limitado visto que alguns coeficientes utilizados para calcular as economias de escala mostraram-se não significativos. Além disso, em virtude do grande número de observações não foi possível calcular sua significância.

5. CONCLUSÃO

Este estudo utilizou uma função translog para estimar uma fronteira estocástica de custo e investigar o comportamento e os determinantes da X-eficiência do sistema bancário brasileiro no período posterior ao Plano Real.

Nossos resultados empíricos mostraram uma eficiência média, em torno de 86%, compatível com os estudos internacionais. A enorme reestruturação por que vem passando o setor contribuiu para um comportamento completamente instável. Entretanto, uma análise mais definitiva sobre o impacto das mudanças regulatórias e no ambiente econômico somente poderão ser melhor avaliadas após essa fase de transição.

No que diz respeito aos efeitos da ineficiência, apareceram evidências tanto a nível estrutural quanto financeiro. No primeiro caso, encontramos situações diferentes de acordo com o detentor do controle acionário da instituição. Pôde-se verificar que a instabilidade no nível de eficiência não foi uniforme para todos os bancos. Sua principal causa foi a deterioração da situação dos bancos públicos estaduais, que apresentaram os menores índices e as maiores oscilações. Os dois maiores bancos públicos federais, entretanto, apresentaram-se com eficiência média compatível com aquela obtida para similares da iniciativa privada. Esse resultado confirmar a noção intuitiva sobre o mau desempenho das instituições estaduais, embora Nakane (1999) tenha encontrado conclusão inversa àquela obtida aqui.

De forma diferente, os bancos estrangeiros, apresentaram maiores índices de eficiência do setor. Há indícios, portanto, que seu ingresso ao mercado nacional pode aumentar a competitividade do setor e a qualidade dos serviços prestados. Uma análise mais consistente, no entanto, só poderá ser realizada a médio prazo.

Esses dois resultados, portanto, podem servir de justificativa para a política de privatização dos bancos públicos estaduais e de abertura do mercado ao capital estrangeiro implementada pelo Governo Federal.

O tamanho do banco, embora esteja relacionado com a estrutura, também pode influenciar a eficiência via despesas de juros caso as maiores instituições consigam captar a um menor custo. Este parece ser o caso brasileiro, visto que as grandes firmas apresentaram estimativas média de eficiência maiores em relação aos bancos de médio porte. No caso das pequenas instituições, entretanto,

prevaleceu sua reduzida estrutura de custos administrativos para a obtenção de seus índices de eficiência.

Com relação as fontes financeiras, o efeito qualitativo da razão dos empréstimos e repasses sobre o ativo total apresentou correlação negativa com a eficiência. Esse resultado mostra que bancos com problemas de liquidez têm um custo adicional na captação dessas fontes alternativas, o que pode inclusive gerar dificuldades adicionais.

O resultado também apresentou que bancos com maior parcela de recursos próprios para financiar seus ativos são mais eficientes. Este fato é consistente com a hipótese de risco moral. Este é um fator que justifica a mudança na regulação implementada pelo Banco Central, a partir de 1995, exigindo limites mínimos de patrimônio líquido de acordo com o ativo, ponderado pelo risco, do banco (Acordo de Basiléia).

A inadimplência também apresentou correlação negativa, embora não significativa, consistente com a teoria que a considera endógena, sendo uma consequência da ineficiência, não uma de suas causas.

Finalmente, as estimativas de economias de escala demonstraram que independente do tamanho do banco existe espaço para redução dos custo unitários da ampliação do nível de operação. Esses indícios, inclusive, podem justificar em parte as fusões e incorporações ocorridas após a implantação do Real.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, v. 6, p. 21-37, 1977.

ARKELOF, G. A. The Market for Lemons: Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics*, v. 84, p. 488-500, 1970.

ALTUNBAS, et. al. Efficiency and Risk and Japanese Banking, *Journal of Banking and Finance*, v. 24, p. 1605-1628, 2000.

BATESE, G. E.; COELLI, T. J. Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies With a Generalised Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics*, v. 38, p. 387-399, 1988.

BATESE, G. E.; COELLI, T. J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, v. 20, p. 325-332, 1995.

BATTESE, G. E. et. al. Efficiency of Labour Use in the Swedish Banking Industry: A stochastic Frontier Approach. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, n^o 289, 1998.

BATTESE, G. E. et al. Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data From ICRISAT's Village Level Studies, *Journal of Quantitative Economics*, v. 5, p. 327-348, 1989.

BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia, *Australian Journal of Agricultural Economics*, v. 21, p. 169-179, 1977.

BENSTON, G. J. Branch Banking and Economies of Scale. *Journal of Finance*, v. 20, p. 312-331, 1965a.

BENSTON, G.; SMITH, C. W. A Transaction Cost Approach to the Theory of Financial Intermediation. *Journal of Finance*, v. 31, p. 215-231, 1976.

BERGER, A. N. Distribution-Free Estimates of Efficiency in the US Banking Industry and Tests of Standard Distributional Assumptions. *Journal of Productivity Analysis*, v. 4, p. 261-292, 1993.

BERGER, A. N. The Profit-Structure Relationship in Banking – Tests of Market Power and Efficiency Structure Hypotheses, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26, 1994.

BERGER, A. N.; MESTER, L. J. Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?. *Journal of Banking and Finance*, v. 21, p. 895-947, 1997.

BERGER, A. N. et al Competitive viability in banking : Scale, scope, and product mix economies. *Journal of Monetary Economics*, v. 20, n. 3, p. 501-520, 1987.

BERGER, A. N.; HUMPHREY, D. B. The Dominance of Inefficiencies over Scale and Product Mix Economies in Banking, *Journal of Monetary Economics*, v. 28, p. 117-148, 1991.

BERGER, A. N.; HUMPHREY, D. B. Efficiency of Financial Institutions: Internacional Survey and Directions for Future Research, *European Journal of Operational Research*, v. 98, n. 2, p. 175-212, 1998.

BARROS, J. R. M.; MANSUETO, F. A. Análise do Ajuste do Sistema Financeiro no Brasil, Ministério da Fazenda, Secretaria de Política Econômica, 1997.

COELLI, T. J. A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation, CEPA Working Paper 96/07, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 1996a.

COELLI, T. J. Estimators and Hypotheses Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis, *Journal of Productivity Analysis*, v. 6, p. 247-268, 1995.

COELLI, T. J.; PRASADA-RAO, D. S.; BATTESE, G. An Introduction to Efficiency and Productivity analysis". Kluwer Academic Publishers, 1998.

DIAMOND, D. Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies*, v. 51, p. 393-414, 1984.

BARBOSA, F. H. Microeconomia: Teoria, Modelos Econométricos e Aplicações à Economia Brasileira, 1985.

FREIXAS, X; ROCHET, J. C. Microeconomics of Banking. MIT Press, 1997.

GURLEY, J.; SHAW, E. Money in the Theory of Finance. Washington: Brookings Institution, 1960.

GUJARATI, D. N. Econometria Básica. Makron Books, 2000.

GREENE, W. H. Econometric Analysis. MacMillan Publishing Company, 1990.

HAO, J. et. al. Deregulation and Efficiency: The Case of Private Korean Banks. Working Papers Series, Research Department, Federal Reserve Bank of Chicago, n. 27, 1999.

HUNTER, W. C. et. Al. An Examination of Cost Subadditivity and Multiproduct Production in Large US Banks. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 18, n. 2, p. 220-226, 1990.

JONDROW, J. et. al. On Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model, *Journal of Econometrics*, v. 19, p. 233-238, 1982.

JORGENSEN, D.W.; CHRISTENSEN, L.R.; LAU, L.J. Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *Review of Economics and Statistics*, v. 55, p. 28-45, 1973.

KOLARI, J.; ZARDKOOHI, A. *Bank Costs, Structure, and Performance*. Lexington, Mass.: D. C. heath, 1987.

KODDE, D. A.; PALM, F.C. Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions . *Econometrica*, v. 7, p. 10-29, 1986.

KWAN, S. H.; EISENBEIS, R. A. Analysis of Inefficiencies in Banking: A Stochastic Cost Frontier Approach. *FRBSF Economic Review*, v. 2, p. 16-26, 1996.

LELAND, H. E.; PYLE, D. H. Informational Asymmetries, Financial Structure and Financial Intermediation. *The Journal of Finance*, v. 32, p 371-87, 1977.

LUNDVALL, K.; BATTESE, G. E. Firm Size, Age and Efficiency: Evidence from Kenyan Manufacturing Firms. Working Papers, Department of Econometrics, University of New England, 1998.

MAS-COLELL, A.; WHISTON, M. D. *Microeconomic Theory* . Oxford University Press, 1995.

MESTER, L. J. Efficiency of Banks in the Third Federal Reserve District. The Wharton Financial Institutions Center, University of Pennsylvania, n. 13, 1993.

NAKANE, M. I. Productive Efficiency in the Brazilian Banking Sector. Texto para Discussão USP. Faculdade de Economia, Universidade de São Paulo (USP), n.20, 1999.

NOULAS, et al. Return to Scale and Input Substitution for Large U.S. Banks, *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 22, p. 94-108, 1990.

PITT, M. M.; LEE, L-F. Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, *Journal of Development Economics*, v. 9, p. 43-64, 1981.

RICHMOND, J. Estimating the Efficiency of Production, *International Economic Review*, v. 15, p151-21, 1974.

SOUNDERS, A. *Financial Institutions Management, A Modern Perspective*. IRWIN, 1994.

SCHMIDT, P.; LOVELL, C.A.K. Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Functions , Journal of Econometrics, v. 9, p. 343-366, 1979.

APÊNDICE A1

Insumos e Produtos

Custo total é a soma das despesas de intermediação financeira e de pessoal

Despesa de pessoal inclui salários e benefícios sociais

Despesa da intermediação financeira são os juros pagos na captação dos insumos financeiros totais

Insumos financeiros é a soma de depósitos a prazo, depósitos de poupança, depósitos interfinanceiros, recursos captados no mercado aberto e empréstimos e repasses contraídos a outras instituições públicas e/ou privadas no país e no exterior.

Preço do trabalho é igual a despesa de pessoal dividido pelo número total de funcionários

Preço dos insumos financeiros é igual a despesa da intermediação financeira dividido pelo valor da captação total.

Capital físico inclui o imobilizado, móveis e equipamentos.

Capital próprio é igual ao patrimônio líquido.

Operações de crédito é a soma de empréstimos e títulos descontados, financiamentos comerciais, industriais e ao consumidor, financiamentos rurais e agroindustriais e financiamentos imobiliários.

Aplicações em tesouraria é a soma de títulos e valores mobiliários, líquidos dos vinculados ao Banco Central, mais as aplicações interfinanceiras de liquidez que incluem investimentos em títulos e em moeda estrangeira.

Ativo total é a soma das aplicações totais da empresa

Inadimplência é a soma dos créditos em atraso e em liquidação duvidosa dividido pelos empréstimos totais.

APÊNDICE A2

Relação de Bancos da Amostra

BANCO	CONTROLE	BANCO	CONTROLE
ABC BRASIL	PRIVADO	CAIXA ECON. FEDERAL	PÚBLICO
ABN - AMRO BANK	ESTRANGEIRO	CCF BRASIL	ESTRANGEIRO
AMERICA DO SUL (1)	PRIVADO	CHASE MANHATTAN	ESTRANGEIRO
BANCO DO BRASIL	PÚBLICO	CIDADE	PRIVADO
BANDEIRANTES (2)	PRIVADO	CITIBANK	ESTRANGEIRO
BANEB (3)	PÚBLICO	CREDIBANCO	ESTRANGEIRO
BANERJ (4)	PRIVADO	DEUTSCHE BANK	ESTRANGEIRO
BANESPA	PÚBLICO	DIBENS	PRIVADO
BANESTADO	PÚBLICO	DRESDNER SP	ESTRANGEIRO
BANESTES	PÚBLICO	FIBRA	PRIVADO
BANKBOSTON	ESTRANGEIRO	MERCANTIL FINASA	PRIVADO
BANKBOSTON, N.A.	ESTRANGEIRO	MERCANTIL DO BRASIL	PRIVADO
BANORTE (5)	PRIVADO	HSBC BANK BRASIL (8)	ESTRANGEIRO
BANRISUL	PÚBLICO	ING BANK	ESTRANGEIRO
BARCLAYS GALICIA	ESTRANGEIRO	ITAU	PRIVADO
BASA	PÚBLICO	INTERANTLÂNTICO (9)	ESTRANGEIRO
BBA CREDITANSTALT	PRIVADO	MERIDIONAL (10)	PRIVADO
BCN	PRIVADO	MULTI BANCO	ESTRANGEIRO
BEG	PÚBLICO	NOROESTE (11)	PRIVADO
BEMGE (6)	PÚBLICO	NOSSA CAIXA	PÚBLICO
BICBANCO	PRIVADO	REAL (12)	PRIVADO
BILBAO VIZCAYA BR (7)	ESTRANGEIRO	SAFRA	PRIVADO
BMC	PRIVADO	SANTANDER BRASIL (13)	ESTRANGEIRO
BNB	PÚBLICO	SANTOS	PRIVADO
BNL	ESTRANGEIRO	SUDAMERIS	ESTRANGEIRO
BOAVISTA INTERATLÂNTICO	PRIVADO	TOKYO (14)	ESTRANGEIRO
BOZANO SIMONSEN	PRIVADO	TOKYO-MITSUBISHI	ESTRANGEIRO
BRADESCO	PRIVADO	UNIBANCO	PRIVADO
BRB	PÚBLICO	VOTORANTIM	PRIVADO
CACIQUE	PRIVADO	WESTLB BCO EUROPEU	ESTRANGEIRO

- (1) Adquirido pelo banco italiano Sudameris S.A em junho de 1998
- (2) Teve seu controle acionário alienando para a Caixa Geral de Depósitos de Portugal em março de 1998
- (3) Foi adquirido pelo Banco Bradesco S.A em junho de 1999
- (4) Fundado em outubro de 1996, passou a funcionar de fato após assumir as operações do antigo Banco do Estado do Rio de Janeiro S.A., então em liquidação extrajudicial, em novembro de 1996. Foi adquirido pelo banco Itaú em junho de 1997.
- (5) Incorporado pelo Banco Bandeirantes S.A. em 1996
- (6) Adquirido pelo Banco Itaú S.A. em setembro de 1998
- (7) Surgido da fusão dos bancos Excel e Econômico em março de 1996, foi adquirido pelo banco espanhol Bilbao Vizcaya em julho de 1998
- (8) Antigo Banco Bamerindus S.A. Tornou-se HSBC a partir do primeiro semestre de 1997
- (9) Incorporado pelo Banco Boavista, em setembro de 1997, que passou a denominar-se Boavista InterAtlântico
- (10) Privatizado em 1997, foi adquirido pelo Banco Bozano, Simonsen
- (11) Comprado pelo Banco Santander em março de 1998, passou a chamar-se Santander Noroeste.
- (12) Adquirido pelo Banco ABN em julho de 1998
- (13) Antigo Banco Geral do Comércio. Foi comprado pelo Santander de Negócios, em outubro de 1997, e teve sua denominação alterada para Santander Brasil.
- (14) Incorporado pelo banco Mitsubishi, em abril 1996, que passou a denominar-se Tokyo-Mitsubishi.

APÊNDICE A3

BANCO	Índice de Eficiência				
	jun/95	dez/95	jun/96	dez/96	jun/97
ABC BRASIL	0.84	0.86	0.88	0.88	0.84
ABN - AMRO BANK	0.95	0.92	0.96	0.96	0.97
AMERICA DO SUL	0.88	0.89	0.91	0.89	0.89
BANCO DO BRASIL	0.86	0.88	0.90	0.90	0.84
BANCOCIDADE	0.87	0.91	0.91	0.91	0.90
BANDEIRANTES	0.88	0.91	0.84	0.88	0.86
BANEB	0.90	0.79	0.81	0.65	0.64
BANERJ	-	-	-	-	0.80
BANESPA	0.89	0.89	0.88	0.88	0.88
BANESTADO	0.67	0.68	0.70	0.72	0.66
BANESTES	0.60	0.55	0.59	0.65	0.62
BANKBOSTON	0.94	0.93	0.92	0.92	0.92
BANKBOSTON, N.A.	0.88	-	0.91	0.89	0.96
BANORTE	0.79	0.73	-	-	-
BANRISUL	0.83	0.66	0.95	-	0.30
BARCLAYS E GALICIA	0.93	0.92	0.93	0.92	0.93
BASA	0.84	0.86	0.83	0.76	0.86
BBA CREDITANSTALT	0.87	0.80	0.85	0.89	0.87
BCN	0.86	0.90	0.90	0.85	0.88
BEG	0.50	0.42	0.58	0.54	0.65
BEMGE	0.74	0.74	0.75	0.70	0.17
BICBANCO	0.88	0.91	0.92	0.92	0.92
BILBAO VIZCAYA BR	-	-	-	-	0.89
BMC	0.87	0.87	0.90	0.88	0.86
BNB	0.92	0.93	0.89	0.90	0.92
BNL	0.94	0.93	0.93	0.91	0.90
BOAVISTA INTERATL	0.85	0.88	0.88	0.89	0.84
BOZANO SIMONSEN	0.92	0.91	0.90	0.91	0.91
BRADESCO	0.89	0.90	0.92	0.90	0.88

BANCO	Índice de Eficiência				
	jun/95	dez/95	jun/96	dez/96	jun/97
BRB	0.86	0.80	0.86	0.83	0.82
CAIXA	0.92	0.89	0.90	0.89	0.89
CCF BRASIL	0.95	0.94	0.93	0.93	0.94
CHASE MANHATTAN	0.94	0.92	0.94	0.94	0.93
CITIBANK	-	0.86	0.88	0.93	0.93
CREDIBANCO	0.92	0.90	0.90	0.93	0.96
DEUTSCHE BANK	0.89	0.64	0.83	0.87	0.92
DIBENS	0.90	0.88	0.87	0.86	0.86
DRESDNER SP	0.94	0.94	0.94	0.93	0.93
FIBRA	0.92	0.88	0.90	0.87	0.88
FINASA	0.91	0.90	0.89	0.88	0.86
HSBC	0.89	0.92	0.94	0.93	-
ING BANK	0.93	0.92	0.95	0.94	0.94
INTER-ATLÂNTICO	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95
ITAU	0.92	0.92	0.93	0.92	0.92
MERCANTIL DO BRASIL	0.90	0.93	0.92	0.91	0.89
MERIDIONAL	0.81	0.77	0.82	0.75	0.81
MULTI BANCO	0.95	0.90	0.91	0.91	0.93
NOSSA CAIXA	0.90	0.88	0.89	0.85	0.84
REAL	0.92	0.91	0.90	0.91	0.91
SAFRA	0.91	0.94	0.91	0.92	0.92
SANTANDER BRASIL	0.80	0.79	0.80	0.77	0.77
SANTANDER NOROESTE	0.75	0.77	0.85	0.84	0.83
SANTOS	0.91	0.89	0.90	0.88	0.88
SUDAMERIS	0.91	0.92	0.92	0.93	0.93
TOKYO	0.92	0.89	-	-	-
TOKYO-MITSUBISHI	0.69	-	0.95	0.95	0.94
UNIBANCO	0.83	0.90	0.91	0.90	0.91
VOTORANTIM	0.88	0.86	0.90	0.90	0.88
WESTLB BCO EUROP	0.94	0.94	0.96	0.96	0.95

BANCO	Índice de Eficiência				
	dez/97	jun/98	dez/98	jun/99	dez/99
ABC BRASIL	0.80	0.83	0.83	0.72	0.81

ABN - AMRO BANK	0.97	0.97	0.97	0.96	0.96
AMERICA DO SUL	0.89	0.88	0.94	0.94	0.94
BANCO DO BRASIL	0.87	0.88	0.89	0.89	0.91
BANCOCIDADE	0.89	0.90	0.90	0.84	0.87
BANDEIRANTES	0.86	0.82	0.92	0.90	0.92
BANEB	0.62	0.68	0.78	0.87	0.85
BANERJ	0.81	0.88	0.79	0.87	0.76
BANESPA	0.92	0.93	0.92	0.93	0.81
BANESTADO	0.77	0.63	0.61	0.74	0.74
BANESTES	0.55	0.56	0.75	0.69	0.71
BANKBOSTON	0.93	0.93	0.94	0.95	0.96
BANKBOSTON, N.A.	0.86	0.61	0.80	0.94	0.96
BANORTE	-	-	-	-	-
BANRISUL	0.29	0.35	0.83	0.88	0.85
BARCLAYS E GALICIA	0.89	0.90	0.95	0.96	0.97
BASA	0.82	0.88	0.92	0.90	0.90
BBA CREDITANSTALT	0.90	0.91	0.91	0.89	0.89
BCN	0.88	0.89	0.88	0.90	0.91
BEG	0.70	0.57	0.65	0.64	0.57
BEMGE	0.15	0.78	0.97	0.44	0.51
BICBANCO	0.92	0.92	0.93	0.93	0.94
BILBAO VIZCAYA BR	0.89	0.87	0.95	0.94	0.95
BMC	0.85	0.86	0.84	0.91	0.91
BNB	0.93	0.93	0.94	0.93	0.85
BNL	0.88	0.87	0.90	0.86	0.89
BOAVISTA INTERATL	0.85	0.89	0.88	0.79	0.85
BOZANO SIMONSEN	0.90	0.92	0.93	0.94	0.95
BRADESCO	0.89	0.88	0.88	0.85	0.85

BANCO	Índice de Eficiência				
	dez/97	jun/98	dez/98	jun/99	dez/99
BRB	0.86	0.86	0.88	0.87	0.83
CAIXA	0.90	0.86	0.88	0.86	0.87
CCF BRASIL	0.93	0.95	0.93	0.93	0.93

CHASE MANHATTAN	0.94	0.92	0.95	0.91	0.93
CITIBANK	0.93	0.94	0.95	0.95	0.95
CREDIBANCO	0.95	0.95	0.95	0.94	0.94
DEUTSCHE BANK	0.93	0.91	0.87	0.93	0.93
DIBENS	0.82	0.80	0.79	0.76	0.82
DRESDNER SP	0.89	0.81	0.85	0.82	0.90
FIBRA	0.86	0.86	0.85	0.70	0.76
FINASA	0.89	0.88	0.88	0.84	0.86
HSBC	-	0.94	0.93	0.91	0.92
ING BANK	0.96	0.96	0.95	0.95	0.95
INTER-ATLÂNTICO	-	-	-	-	-
ITAU	0.92	0.93	0.92	0.93	0.93
MERCANTIL DO BRASIL	0.90	0.89	0.90	0.89	0.91
MERIDIONAL	0.83	0.70	0.90	0.86	0.79
MULTI BANCO	0.92	0.94	0.93	0.94	0.95
NOSSA CAIXA	0.84	0.85	0.84	0.77	0.81
REAL	0.91	0.95	0.95	0.94	0.93
SAFRA	0.92	0.89	0.92	0.90	0.86
SANTANDER BRASIL	0.88	0.90	0.94	0.80	0.87
SANTANDER NOROESTE	0.89	0.91	0.93	-	-
SANTOS	0.89	0.89	0.90	0.90	0.92
SUDAMERIS	0.93	0.93	0.94	0.92	0.92
TOKYO	-	-	-	-	-
TOKYO-MITSUBISHI	0.93	0.92	0.89	0.76	0.91
UNIBANCO	0.92	0.92	0.92	0.92	0.93
VOTORANTIM	0.89	0.86	0.86	0.77	0.80
WESTLB BCO EUROP	0.95	0.96	0.95	0.96	0.95