

ANGELA CARBALLIDO FERNANDEZ

**TESTES E QUESTÕES SOBRE A CONCENTRAÇÃO BANCÁRIA NO BRASIL
ENTRE 1993 E 2001**

**Dissertação apresentada como
requisito parcial à obtenção do grau de
Mestre em Desenvolvimento
Econômico, Setor de Ciências Sociais
Aplicadas, Universidade Federal do
Paraná.**

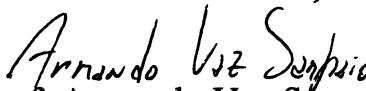
Orientador: Dr. Armando Vaz Sampaio

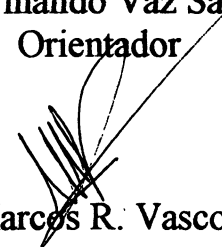
**CURITIBA
DEZEMBRO DE 2002**



PARECER

Os Membros da Comissão Examinadora designados pelo Colegiado do Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado apresentada pela candidata **Angela Carballido Fernandez**, sob o título “**Testes e questões sobre a concentração bancária no Brasil**”, após argüir a candidata e ouvir suas respostas, deliberou-se aprová-la, com base nas seguintes notas: Professor **Armando Vaz Sampaio (9,0)** Professor **Marcos R. Vasconcelos (9,0)**, Professor **Claus Magno Germer (9,0)**, do que resulta a **média (9,0), equivalente ao conceito (A)**, completando assim todos os requisitos necessários para receber o grau e o diploma de Mestre em Desenvolvimento Econômico. Curitiba, 24 de janeiro de 2003.


Prof. Armando Vaz Sampaio
Orientador

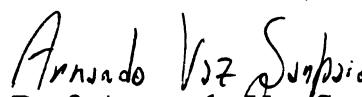

Prof. Marcos R. Vasconcelos

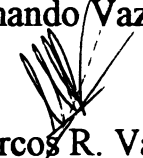

Prof. Claus Magno Germer



ATA da sessão pública da arguição da Dissertação para obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico. Aos vinte e quatro dias do mês de janeiro de dois mil e três, às 14:00 horas na sala 47, Setor de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Paraná, Campus III - Jardim Botânico, foram instalados os trabalhos da Banca Examinadora, constituída pelos seguintes Professores: **Armando Vaz Sampaio (orientador)**, **Marcos R. Vasconcelos** e **Claus Magno Germer** designada pelo Colegiado do Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, para arguição da Dissertação de Mestrado apresentada pela candidata **Angela Carballido Fernandez**, intitulada “**Testes e questões sobre a concentração bancária no Brasil**”. A sessão teve início com a exposição oral da Mestranda sobre o estudo desenvolvido, tendo o Professor **Armando Vaz Sampaio** na Presidência dos trabalhos, concedido a palavra, em seguida, a cada um dos Examinadores, para realização de suas respectivas arguições. A seguir, a Mestranda apresentou sua defesa. Na sequência, o Professor Presidente retomou a palavra para as considerações finais. Em seguida, reunida sigilosamente, a Banca Examinadora decidiu-se pela aprovação da candidata atribuindo-lhe as seguintes notas: Professor **Armando Vaz Sampaio (9,0)** Professor **Marcos R. Vasconcelos (9,0)**, Professor **Claus Magno Germer (9,0)**, do que resulta a média **(9,0)**, equivalente ao conceito **(A)**. Em seguida, o Senhor Presidente declarou aprovada, a Mestranda **Angela Carballido Fernandez**, que recebeu o título de Mestre em Desenvolvimento Econômico, área de concentração Políticas de Desenvolvimento. Nada mais havendo a tratar foi encerrada a sessão da qual eu, Ivone Polo Portela, secretária, lavrei a presente Ata que será assinada por mim e pela Comissão Examinadora. Curitiba, 24 de janeiro de 2003.


Ivone Polo Portela (Secretária)


Prof. Armando Vaz Sampaio


Prof. Marcos R. Vasconcelos


Prof. Claus Magno Germer



AGRADECIMENTOS

Muitas pessoas contribuíram com tempo, informação e sugestões que não só tornaram possível esta dissertação, mas também a enriqueceram enormemente. Gostaria de agradecer em primeiro lugar ao professor Armando Vaz Sampaio, meu orientador nessa dissertação, cujas aulas de matemática e principalmente, microeconomia foram decisivas para a escolha desse tema.

Também aos professores Gabriel Porcile, Ramón Garcia, Marcelo Curado, Francisco P. Cipolla e Fábio Scatolin, responsáveis diretos pela minha formação acadêmica nesse curso de mestrado.

Gostaria de agradecer aos meus pais, que tantas vezes tiveram de abrir mão da minha companhia para que eu pudesse me dedicar a esse trabalho. A todos os amigos, principalmente a Alexandre, Guilherme, Sidney, Ricardo Politi, Conrado, Lisa e Rute, pelas várias e animadas conversas sobre economia. E em especial a Mário Augusto, com quem eu sempre contei para discutir, aconselhar e sugerir em cada etapa dessa dissertação, e que há um ano está presente na minha vida, me apoiando em vários momentos.

Por último, quero agradecer a pessoas que indiretamente deram sua contribuição para esse trabalho: à Vera Lúcia Fava, primeira professora de econometria na graduação, cujas aulas determinaram meu interesse pela aplicação dessa ferramenta durante toda a minha vida profissional e acadêmica. A Ricardo Kaoru, Kátia Klinger, Cláudio Alves, Sandra Pinheiro e Dirceu Nunes, que além de amigos, também me ensinaram muito sobre estatística, e principalmente sobre regressão múltipla. A José Ricardo Oliveira Júnior que me incentivou a estudar o assunto, antes mesmo de saber o tema dessa dissertação, e por último, à Ivone Portela, por toda a ajuda prestada nestes dois anos de pós graduação.

SUMÁRIO

LISTA DE QUADROS	IV
LISTA DE TABELAS	IV
LISTA DE FIGURAS	V
RESUMO	VI
1 INTRODUÇÃO	1
2 CONCENTRAÇÃO DE MERCADO	4
2.1 ECONOMIA INDUSTRIAL E A STRUCTURE CONDUCT PERFORMANCE ANALYSIS	4
2.1.1 Economias de Escala	5
2.1.2 A Hipótese Estocástica	6
2.1.3 Índices de Concentração	7
2.1.4 Fusões Horizontais	11
3 REVISÃO DOS PRINCIPAIS TRABALHOS JÁ REALIZADOS NA ÁREA	15
4 METODOLOGIA	27
4.1 MODELO EMPÍRICO	27
4.2 BASE DE DADOS	33
4.2.1 Origem dos Dados	33
4.2.2 Análise Descritiva	39
5 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO	43
5.1 RESULTADO DO MODELO 1: GERAL	43
5.2 RESULTADO DO MODELO: CHEQUE ESPECIAL	48
5.3 RESULTADO DO MODELO: CRÉDITO PESSOAL	50
5.4 RESULTADO DO MODELO: CONTA GARANTIDA	51
5.5 RESULTADO DO MODELO: CAPITAL DE GIRO	53
5.6 RESULTADO DO MODELO: <i>VENDOR</i>	54
5.7 RESULTADO DO MODELO: DESCONTO DE DUPLICATA	55
5.8 ANÁLISE FINAL	57
6 CONCLUSÃO	65
7 REFERÊNCIAS	69
APÊNDICES	72
ANEXOS	83

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – CONTAS PERTENCENTES AO DOCUMENTO 4010 UTILIZADAS .	35
QUADRO 2 – INFORMAÇÕES UTILIZADAS.....	35

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – EXEMPLO DA PARTICIPAÇÃO DE MERCADO DAS FIRMAS DE UMA INDÚSTRIA SOB A HIPÓTESE ESTOCÁSTICA	6
TABELA 2 – VOLUME DE OPERAÇÕES DE CRÉDITO PARA PRODUTOS COM JUROS PRÉ FIXADOS (EM R\$ MILHÕES)	34
TABELA 3 – NÚMERO DE BANCOS UTILIZADO PARA CALCULAR O ÍNDICE HERFINDAHL, POR ANO	40
TABELA 4 – ÍNDICE HERFINDAHL E TOP 5 PARA OS BANCOS DA AMOSTRA.	41
TABELA 5 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS, 1993-2001 (R\$ MILHÕES).	41
TABELA 6 – RESULTADO DA REGRESSÃO.....	44
TABELA 7 – CORRELAÇÃO DE PEARSON.....	46
TABELA 8 – RESULTADO DO MODELO 2: INCLUSÃO DE BOLSA/PIB.....	49
TABELA 9 – RESULTADO DO MODELO 3: INCLUSÃO DE IN_CHEQUE	50
TABELA 10 – RESULTADO DO MODELO 4: INCLUSÃO DE BÓLSA/PIB.....	50
TABELA 11 – RESULTADO DO MODELO 5: INCLUSÃO DE IN_CRED.....	51
TABELA 12 – RESULTADO DO MODELO 6: INCLUSÃO DE BÓLSA/PIB.....	52
TABELA 13 – RESULTADO DO MODELO 7: INCLUSÃO DE IN_CGAR	52
TABELA 14 – RESULTADO DO MODELO 8: INCLUSÃO DE BÓLSA/PIB.....	53
TABELA 15 – RESULTADO DO MODELO 9: INCLUSÃO DE IN_CCIRO	53
TABELA 16 – RESULTADO DO MODELO 10: INCLUSÃO DE BÓLSA/PIB.....	54
TABELA 17 – RESULTADO DO MODELO 11: INCLUSÃO DE IN_VENDOR	55
TABELA 18 – RESULTADO DO MODELO 12: INCLUSÃO DE BÓLSA/PIB.....	56
TABELA 19 – RESULTADO DO MODELO 13: INCLUSÃO DE IN_DESC.....	56
TABELA 20 – PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL DOS 5, 10 E 20 MAIORES BANCOS E CEF, DE 1993 A 2001.....	60
TABELA 21 – EVOLUÇÃO DA RELAÇÃO TARIFAS BANCÁRIAS DIVIDIDAS PELAS DESPESAS OPERACIONAIS, DE1993 A 1998	62
TABELA 22 – EVOLUÇÃO DA RELAÇÃO TARIFAS BANCÁRIAS DIVIDIDAS PELAS RECEITAS OPERACIONAIS, DE1993 A 1998.....	62
TABELA 23 - PARTICIPAÇÃO RELATIVA DOS 10 MAIORES BANCOS COMERCIAIS, MÚLTIPLOS, A CEF E BB NO SFN.....	63
TABELA 24 – EMPRÉSTIMOS CONCEDIDOS PELO BNDES (EM R\$ MILHÕES), DE 1995 A 2001	63

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – AUMENTO DE ESCALA NUMA INDÚSTRIA COMPETITIVA	5
FIGURA 2 – CURVAS DE CONCENTRAÇÃO	8
FIGURA 3 – PREÇOS DE UMA INDÚSTRIA APÓS UMA FUSÃO	12
FIGURA 4 - PREÇOS DE UMA INDÚSTRIA APÓS UMA FUSÃO (TEORIA DA INEFICIÊNCIA-X)	14
FIGURA 5 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 1)	48

RESUMO

Em contraste com a análise microeconômica típica, a economia industrial parte do princípio que a competição entre as empresas não é perfeita, no entanto, uma indústria com uma única firma também não é uma situação comum. É justamente a interação entre concorrência e monopólio, deslocando o foco da formação de preços para a competição entre as firmas, o objeto da economia industrial. O paradigma básico desse estudo, que será explorado ao longo do trabalho, enfatiza as conexões existentes entre estrutura de mercado e conduta dos negócios determinando a performance de mercado. Essa é a chamada *structure-conduct-performance analysis*, que associa à relação positiva existente entre preço e performance, um comportamento de coalizão entre as firmas, induzido pela alta concentração na indústria, gerando lucros extraordinários. Alternativa a essa visão, alguns pesquisadores defendem a hipótese de que diferenças de eficiência entre as firmas de uma indústria levariam à manutenção de alta lucratividade e alta concentração, fazendo com que elas apresentassem simultaneamente maiores lucros e participações de mercado, originando a *efficient-performance analysis* (análise eficiência-performance). Este estudo tem o objetivo de avaliar se a alta concentração do setor bancário brasileiro está levando os bancos à formação de coalizões e à manutenção de altas taxas de juros nos produtos oferecidos, com o intuito de obterem lucros extraordinários; ou se esse movimento está conduzindo à queda nas taxas de juros, possível graças a ganhos de eficiência das empresas envolvidas em fusões.

Palavras-chave: concentração, concorrência, eficiência, performance, lucro.

ABSTRACT

In contrast to standard microeconomic analysis, industrial economics takes as its starting point the view that competition is less than perfect, nevertheless, it is not common having an industry with a single firm. Interaction between competition and monopoly, changing the focus from industry pricing to competition, is the object of industrial economics. This study basic approach, which will be explored throughout this work, emphasizes links between market structure and business conduct determining market performance. The called structure-conduct-performance analysis explains the relationship linking price and performance being associated with collusive behavior, induced by high market concentration, yielding economic profits. Alternative to this view, some researchers arguments that efficiency differences between firms may cause high profits and high concentration in an industry, with the more efficient firms presenting higher profits and market shares in relation to less efficient ones, giving rise to efficient-performance analysis. This study seeks to analyze if high concentration in Brazilian banking industry has conducted banks to collude, maintaining high interest rates to get high profits, or if concentration has conduct interest rates to fall, possible trough efficiency gains from bank mergers.

Key words: concentration, competition, efficiency, performance, profit.

1 INTRODUÇÃO

A teoria microeconômica estuda o que acontece com os preços e a produção num ambiente de competição pura, com vários pequenos competidores, ou quando uma única empresa opera em um mercado, protegida por barreiras à entrada. Em contraste com essa análise típica, a economia industrial parte do princípio que a competição entre os mercados não é perfeita. Na maioria das indústrias, no entanto, tais barreiras são insuficientes para excluir todos os potenciais concorrentes, permitindo assim a manutenção de algum grau de concorrência. Nesses casos o estudo da competição imperfeita é mais correto que o do monopólio. É justamente a interação entre concorrência e monopólio, deslocando o foco da formação de preços para a competição entre as firmas, o objeto da economia industrial.

O paradigma básico desse estudo, que será explorado ao longo do trabalho, enfatiza as conexões existentes entre estrutura de mercado e conduta dos negócios determinando a performance de mercado. Essa é a chamada *structure-conduct-performance analysis* (análise estrutura-conduta-performance), que associa à relação positiva existente entre preço e performance, um comportamento de coalizão entre as firmas, ou truste, induzido pela alta concentração na indústria, gerando lucros extraordinários. Alternativa a essa visão, alguns pesquisadores defendem a hipótese de que diferenças de eficiência entre as firmas em uma indústria levariam à manutenção de alta lucratividade e alta concentração, fazendo com que elas apresentassem simultaneamente maiores lucros e participações de mercado, originando a *efficient-performance analysis* (análise eficiência-performance).

Uma indústria que vem servindo de objeto de estudo para diversos pesquisadores, principalmente nos EUA e Europa é o setor bancário. A correlação positiva observada entre concentração e preço era primeiro explicada por um comportamento não competitivo das empresas, com a formação de coalizões como difundido pela análise *structure conduct performance* e à hipótese a que ela deu nome. No entanto, na década de 70, o estudo de DEMSETZ (1973) ofereceu uma nova explicação a essa relação, como sendo o resultado da maior eficiência das firmas com maiores participações de mercado, que ficou conhecida como *efficient performance hypothesis*.

Já se especulou que fusões bancárias seriam um veículo para a redução dos custos operacionais. Dizia-se que tal redução de custos e ganhos de eficiência resultariam de economias de escala. Já na década passada, e também recentemente, vários trabalhos sobre economias de escala na indústria mostraram que elas eram inexistentes ou pequenas, e as reduções nos custos resultariam principalmente de melhorias gerenciais e operacionais, através da consolidação de funções e procedimentos administrativos e do fechamento de agências. Ao estudar esta questão, é importante distinguir entre redução de custos e ganhos de eficiência. A primeira pode ocorrer por corte de pessoal e redução de subsidiárias, contudo, tal redução não implica necessariamente em ganho de eficiência, podendo vir acompanhada de queda nos ativos, que representa diminuição da empresa, mais do que aumento de eficiência.

Uma questão importante de política pública dentro do arcabouço da economia industrial é a decisão de qual efeito é dominante, já que a hipótese *structure conduct performance* (SCP) sugere que uma política anti truste ou ações regulatórias seriam produtivas, enquanto que a hipótese de *efficient performance* (EP) defende que tais políticas seriam contraproducentes.

Este estudo em particular, parte do princípio que o setor bancário brasileiro está numa trajetória de concentração, dadas as fusões e aquisições ocorridas durante a última década, que é uma das características desse fenômeno. Ele tem o objetivo de avaliar se a alta concentração do setor está levando os bancos à formação de coalizões e à manutenção de altas taxas de juros nos produtos oferecidos, com o intuito de obterem lucros extraordinários; ou se esse movimento está conduzindo à queda nas taxas de juros, possível graças a ganhos de eficiência das empresas envolvidas em fusões.

Para atingir o objetivo descrito acima, pretende-se testar a tradicional hipótese SCP, em que os bancos usariam seu poder de mercado para cobrarem juros mais elevados de seus clientes, em uma amostra formada por todos os bancos múltiplos brasileiros, para os anos de 1993 e 2001. Caso a hipótese seja rejeitada, o estudo concluirá que os atuais lucros do setor são resultado do aumento de eficiência da indústria, através da fusão ou aquisição de um banco de menor produtividade, por outro mais eficiente, validando a hipótese de EP. A contribuição do trabalho será a

identificação de qual efeito, SCP ou EP, é dominante na indústria bancária brasileira, para o desenvolvimento e aplicação correta de leis e regulamentações antitruste nesse setor, de modo a não prejudicarem sua eficiência.

O trabalho está estruturado em quatro capítulos, além da introdução, conclusão e referências utilizadas. No primeiro é apresentado um painel das teorias existentes dentro da economia industrial, que utilizam a estrutura de mercado para explicar o comportamento das firmas. A diferença dessa para a análise microeconômica tradicional citada no início desse capítulo, é que a primeira trabalha com a mistura existente na maioria dos mercados entre competição e monopólio, além de considerar a natureza mais abrangente de competição em inovação de produtos e processos, publicidade, estratégias de investimento, além da tradicional competição de preços. O capítulo seguinte faz uma revisão bibliográfica dos principais estudos desenvolvidos sob as hipóteses SCP e EP, inclusive para o setor bancário, nos EUA e Europa, desde a década de 70 até os dias de hoje. O quarto capítulo apresenta a metodologia utilizada para o desenvolvimento do teste empírico entre as duas hipóteses para o setor bancário brasileiro; e o quinto traz os resultados das estimativas realizadas. Finalmente, a conclusão apresenta as considerações finais sobre o trabalho, incluindo novos elementos para futuros trabalhos na área para o Brasil.

2 CONCENTRAÇÃO DE MERCADO

2.1 ECONOMIA INDUSTRIAL E A STRUCTURE CONDUCT PERFORMANCE ANALYSIS

O objetivo da economia industrial é o estudo da interação entre a estrutura de mercado e a conduta dos negócios por parte das firmas, determinando a sua performance dentro do mercado. Essa é a chamada *structure-conduct-performance analysis* (análise estrutura-conduta-performance), onde a performance é representada por fatores como lucratividade, eficiência e crescimento que são dependentes da conduta das firmas em relação a preços, publicidade, inovação de produtos e processos. Sua conduta, por sua vez, dependerá da estrutura da indústria na qual a firma opera, incluindo características tais como grau de concentração, diferenciação de produto e barreiras à entrada.

O principal interesse desse estudo está na relação implícita existente entre preço e performance. Pela análise acima, a alta lucratividade de um mercado está associada a um comportamento de coalizão entre as firmas, ou truste, induzido pela alta concentração na indústria. Alternativa a essa hipótese, diferenças de eficiência entre as firmas podem levar à existência de alta lucratividade e alta concentração em uma indústria, fazendo com que elas tenham simultaneamente maiores lucros e participações de mercado. Essa possibilidade sugere uma relação causal que se desloca da estrutura da indústria influenciando conduta e performance, para condições de custo que determinariam estrutura e performance de mercado, originando a *efficient-performance analysis* (análise eficiência-performance).

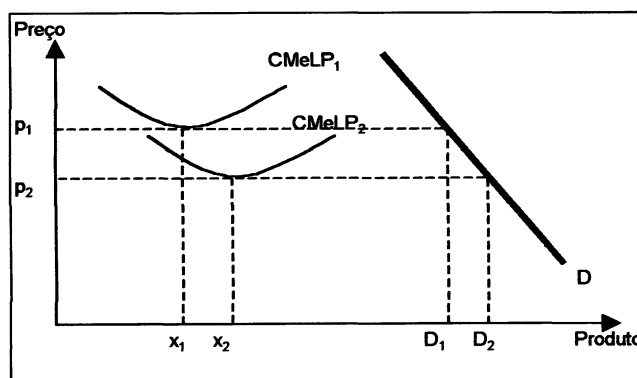
CLARKE (1990) trabalha com duas abordagens distintas para explicar a tendência de uma indústria à concentração: a existência de economias de escala; e a ocorrência de fatores estocásticos, como o prejuízo causado por greves, entre outros. As seções seguintes apresentam essas duas análises, além de outras características que identificam o grau de concentração em uma indústria, para que os testes empíricos desenvolvidos ou expostos nos demais capítulos dessa dissertação, possam ser compreendidos.

2.1.1 Economias de Escala

Esta hipótese faz parte de um conjunto maior de fatores chamado de hipótese determinística, onde existiria um nível ótimo de concentração, determinado por condições dadas de custo e demanda, em direção a qual o mercado convergiria. A tecnologia ocupa um papel central na formulação dessa hipótese uma vez que ela determinaria o tamanho ótimo das plantas, e conseqüentemente o grau de concentração na indústria.

Como pode ser observado na figura 1, uma firma numa indústria competitiva, com uma curva de custo médio de longo prazo $CMeLP_1$ e demanda D_1 , determina o preço de longo prazo p_1 para a sua produção (x_1). Caso haja um aumento na escala ótima de produção, devido a uma mudança na tecnologia empregada, haverá uma redução nos custos, identificada pelo deslocamento da curva de custo médio para $CMeLP_2$. As firmas que não conseguirem ajustar-se à nova escala, podem não cobrir seus custos e deixar a indústria. A diminuição no número de firmas participantes desse mercado (n), aumenta a concentração, mas ainda assim, o preço de longo prazo poderá reduzir-se para p_2 se o aumento da produção for maior que o incremento da demanda.

FIGURA 1 – AUMENTO DE ESCALA NUMA INDÚSTRIA COMPETITIVA



FONTE: CLARKE, 1990, p. 29.

2.1.2 A Hipótese Estocástica

A característica fundamental dessa hipótese é a idéia de que o processo de concentração reflete os efeitos líquidos de um conjunto de influências que afetam as decisões e as taxas de crescimento das firmas. Entre essas influências estão a quantidade de dias de trabalho perdidos em uma greve, movimentos na taxa de câmbio, campanhas publicitárias, o lançamento de um novo produto, uma fusão, mudanças na política de preços dos competidores, entre outros. A sua principal implicação é não trabalhar com números absolutos como a hipótese determinística, mas com as probabilidades que cada empresa tem de crescer ou diminuir, independentemente do seu tamanho. CLARKE (1990, p. 33) cita como exemplo uma indústria que conta com 128 empresas de 100 empregados cada e dessas, metade se manterá no mesmo tamanho, 1/4 irá aumentar o seu quadro de funcionários em 10% e 1/4 irá demitir 9% dos funcionários. No segundo período, o mesmo fenômeno volta a acontecer, resultando na composição apresentada no quadro 1 abaixo:

TABELA 1 – EXEMPLO DA PARTICIPAÇÃO DE MERCADO DAS FIRMAS DE UMA INDÚSTRIA SOB A HIPÓTESE ESTOCÁSTICA

Período	Número de Empregados				
	83	91	100	110	121
0			128		
1		32	64	32	
2	8	32	48	32	8

Fonte: CLARKE, 1990, p. 34.

Com o passar do tempo, a distribuição das firmas que aumentam e diminuem na indústria tende a aproximar-se de uma *lognormal*, e as firmas tornam-se sujeitas à equação (1).

$$\frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} = \varepsilon_t \quad (1)$$

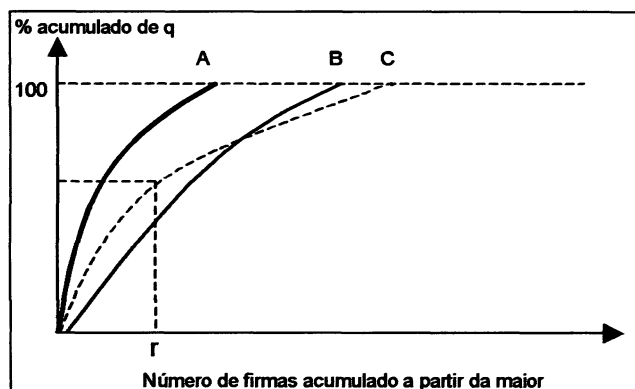
A variável x_t representa o tamanho da firma no momento t , e portanto o lado esquerdo da equação (1) representa a taxa de crescimento da firma i ; e ε_t é uma variável aleatória com média μ e variância σ^2 . Utilizando o Teorema do Limite Central¹, se ε_t existe em todos os pontos e é independente de x , então quando $\log x_{it} \rightarrow \infty$, ε_t será normalmente distribuído com média μ_t e variância σ_t^2 . Por essa hipótese, existiria um crescimento persistente do tamanho das firmas, e em consequência, da concentração na indústria, independentemente das vantagens que as maiores empresas têm com o aumento de escala. É essa a idéia que sustenta o uso da hipótese estocástica dentro da teoria da concentração: as indústrias são compostas por um grande número de pequenas empresas e poucas grandes empresas.

2.1.3 Índices de Concentração

A escolha do melhor índice para medir a concentração em uma indústria dependerá do tipo de estudo realizado, mas independentemente disso, alguns critérios são básicos para a sua escolha, como a facilidade de compreensão e de cálculo, além da sua independência em relação ao tamanho do mercado. O primeiro e mais simples método é a construção de curvas de concentração, que mostra o percentual de produto acumulado contra o número de empresas (a partir da maior), de cada indústria; sendo que as curvas à esquerda representam as indústrias mais concentradas (figura 2).

¹ “À medida que o tamanho da amostra se torna suficientemente grande, a distribuição de amostragem da média aritmética pode ser aproximada pela distribuição normal. Isso é verdadeiro, independentemente do formato da distribuição dos valores individuais na população.” (LEVINE, 2000, p. 259)

FIGURA 2 – CURVAS DE CONCENTRAÇÃO



Fonte: CLARKE, 1990, p. 11.

Através do gráfico é possível verificar visualmente qual a indústria mais concentrada, e qualquer índice que fosse calculado indicaria, sem dúvidas, o mesmo resultado. No entanto, quando as curvas se cruzam em um determinado ponto, ou seja, quando a participação de mercado é a mesma para um certo número de firmas (r), a adoção de diferentes índices pode resultar em respostas distintas, pois cada um teria um peso maior sobre uma parte da curva. CLARKE (1990, p. 12) cita algumas características intrínsecas à noção de concentração de mercado, que devem estar presentes nos índices calculados, para qualificar corretamente as indústrias no caso em que as curvas de concentração se cruzam. Entretanto, ele próprio admite, que estes não são critérios utilizados por todos os pesquisadores, e que podem conduzir a resultados duvidosos:

- a) rank – um índice deve classificar uma indústria como mais concentrada que outra se sua curva está em qualquer lugar à esquerda das demais;
- b) transferência de ativos – a transferência de ativos de uma firma pequena para outra maior aumenta a concentração na indústria, e conseqüentemente, o resultado medido pelo índice;
- c) entrada – a entrada de uma firma pequena na indústria, com a manutenção da participação de mercado relativa das demais, diminui a concentração, acontecendo o oposto com a saída de uma firma;

- d) fusão – a fusão de duas ou mais firmas aumenta a concentração de uma indústria. Esse critério é derivado de (b), pois a fusão corresponde a uma transferência de ativos.

Desse modo, construídas as curvas de concentração, pode-se calcular os índices que devem apresentar os mesmos resultados. Um dos mais utilizados é a taxa de concentração, ou a participação no mercado,

$$C_r = \sum_{i=1}^r \frac{x_i}{x} = \sum_{i=1}^r s_i \quad (2)$$

onde x_i é o produto da empresa i , x o produto total da indústria e s_i é a participação de mercado da firma i . O número de empresas (r) usado no cálculo, é um valor aleatório. Assim, esse índice considera apenas um ponto das curvas de concentração (que corresponde a r), onde uma indústria pode estar mais concentrada que outra, sem que isso seja verdadeiro para todos os seus pontos.

Um modo de solucionar esse problema é considerar todos os pontos das curvas no cálculo do índice, como faz o Índice Hirschman-Herfindahl²:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{x} \right)^2 = \sum_{i=1}^n s_i^2 \quad (3)$$

Enquanto a taxa de concentração é calculada a partir da soma das participações de mercado de r firmas da indústria, o índice Hirschman-Herfindahl é a soma ao quadrado das participações de todas as firmas de uma indústria. Utilizando a produção média da indústria, $\bar{x} = 1/n \sum_{i=1}^n x_i$, e a sua variância, $\sigma^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (x_i^2 - \bar{x}^2)$, pode-se substituir ambos os termos na fórmula de coeficiente de variação $c = \sigma/\bar{x}$, gerando (4):

² Para maiores detalhes sobre a origem do índice, ver HIRSCHMAN (1964, p. 761).

$$c^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i^2}{\bar{x}^2} \right) - 1 \quad (4)$$

que também é um índice de concentração, pois mede a diferença no produto entre as firmas de uma mesma indústria. Fatorando o numerador e o denominador de (3), e substituindo $x^2 = n\bar{x}^2$, o índice fica:

$$H = \sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{n\bar{x}^2} \quad (3')$$

Substituindo (4) em (3'):

$$H = \frac{c^2 + 1}{n} \quad (5)$$

O índice derivado em (5) apresenta o resultado igual a 1 quando a indústria está na situação de monopólio, ou seja, quando $c^2 = 0$ e $n = 1$; e se aproxima de zero quando n tende ao infinito, indicando que o mercado analisado opera em competição perfeita.

O índice Hirschman-Herfindahl atribui um peso maior às maiores empresas, pois suas participações são multiplicadas por si próprias. Essa é a sua vantagem sobre os índices mais simples, que não identificam corretamente o grau de concentração quando duas curvas se cruzam em um determinado ponto. Assim, o índice Hirschman-Herfindahl define um valor cardinal para cada indústria, permitindo novamente classificar qual é a mais concentrada. Entretanto, tal valoração pode ser inapropriada para o restante da curva. Um outro índice que evitaria esse problema é o Hannah e Kay (HANNAH e KAY³, citado por CLARKE, 1990, p. 16), que atribui um peso variável (α) as participações de mercado das firmas:

$$HK = \left(\sum_{i=1}^n s_i^\alpha \right)^{\frac{1}{(1-\alpha)}}, \alpha > 0 \text{ e } \alpha \neq 1 \quad (6)$$

³ HANNAH, L.; KAY, J. A. *Concentration in modern industry*. London: Macmillan, p. 55-58, 1977.

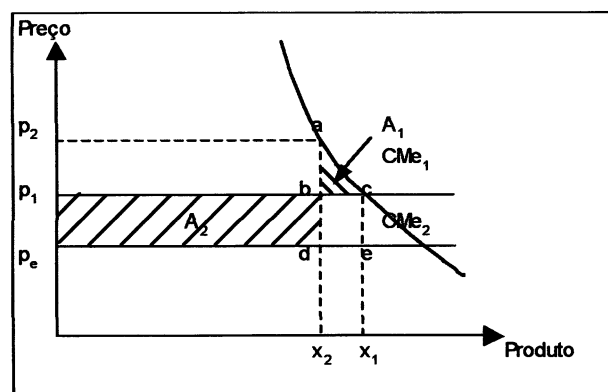
2.1.4 Fusões Horizontais

Os modelos mais simples de concentração tentam descobrir se as fusões horizontais somente estimulam o uso de poder de mercado para a elevação dos preços e lucros, ou se podem gerar benefícios sociais através da queda dos custos.

A primeira hipótese é a de uma indústria operando em concorrência perfeita, com custos médios iguais a CMe_1 , produzindo x_1 ao preço competitivo p_1 , onde fusões reduziriam os custos através, por exemplo, de ganhos de escala (figura 3). Se as empresas continuarem cobrando o mesmo preço, ou o reduzirem, não piorarão a situação dos consumidores e ainda economizam recursos na produção de x_1 , equivalentes à área p_1cep_e , em que p_e é o novo preço de equilíbrio.

Contudo, se a firma subir os preços para p_2 , o novo produto será x_2 e a perda total de excedente do consumidor será equivalente à região p_2acp_1 , onde a área p_2abp_1 é a perda resultante do aumento dos preços: o consumidor demanda x_2 ao preço p_2 e gasta $(p_2 - p_1)x_2$ mais que antes (VARIAN, 1993, p. 275). Ela também pode ser considerada uma transferência de renda (utilidade) dos consumidores para os produtores, que nesse exemplo é neutra. Assim, a perda de bem estar líquida corresponde à área A_1 (abc), que é a perda resultante da redução no consumo de x_1 para x_2 . Ainda, segundo esta teoria, uma fusão horizontal ainda pode ser benéfica mesmo com o aumento de preços, caso este seja compensado por uma queda nos custos da indústria. Como na situação acima, com a queda da produção de x_1 para x_2 , também há uma economia de recursos, que são deslocados para fins alternativos, equivalentes à área A_2 (p_1bdp_e). Portanto, o benefício (custo) social líquido da fusão horizontal é a diferença entre as áreas A_2 e A_1 .

FIGURA 3 – PREÇOS DE UMA INDÚSTRIA APÓS UMA FUSÃO



Fonte: CLARKE, 1990, p. 265.

Uma visão oposta a esta é dada pela Teoria da Eficiência-X, formulada originalmente por LEIBENSTEIN (1966) que associa a existência de preços mais altos que os competitivos, após uma fusão, com os custos inerentes à indústria organizada como oligopólio. Tais custos não estão associados à ineficiência alocativa, isto é, o tipo de ineficiência relacionada com o preço e produção definida pelas firmas, por isso o autor classificou-os com o nome de X, por desconhecer sua origem exata. LEIBENSTEIN (1966, p. 407) especifica quatro razões que contribuem para que a relação entre insumos e produto não seja predeterminada, fazendo surgir custos não alocativos:

- a) a existência de contratos de trabalho incompletos, isto é, a maior parte dos serviços possui especificações e performance variáveis, embora o mercado opere como se fossem uniformes. Assim, é raro um contrato determinar com exatidão como o funcionário desempenhará suas funções;
- b) nem todos os insumos são comercializáveis, ou quando são, não estão igualmente acessíveis a todos os potenciais compradores como, por exemplo, know how ou o estímulo dos administradores, que muitas vezes são fatores cruciais para a descoberta de oportunidades para a firma;

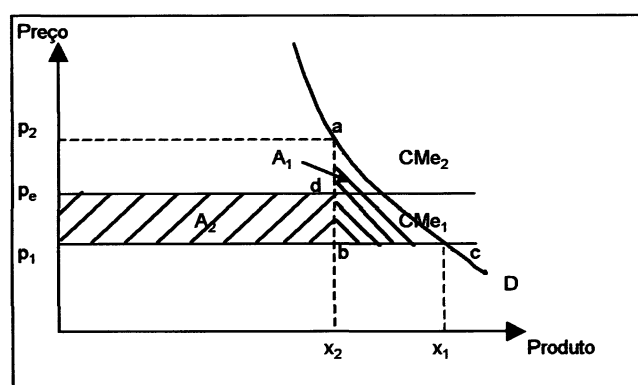
- c) o desconhecimento da firma da função de produção; há sempre um elemento experimental envolvido que faz com que a situação atual seja conhecida, mas não o que aconteceria dada uma mudança nos insumos;
- d) interdependência e incerteza levam as firmas a cooperarem tacitamente, imitando uma as outras com relação à tecnologia utilizada. Com isso, elas nem sempre ajustam seus preços aos seus custos, produzindo fora da curva de produção. Isto se dá pela existência de uma rigidez real de preços, pela qual a empresa prefere não minimizar custos e manter seu preço próximo do praticado pela indústria.

Existem dados empíricos que fortalecem a teoria da ineficiência-X. Uma experiência feita por HALL e HITCH⁴, citados por FRANTZ (1988, p. 51) consistiu no envio de questionários para empresários que deveriam responder com que base eles determinavam os preços dos produtos de suas empresas. Ao contrário do proposto pela teoria neoclássica, a maioria respondeu que não igualava receitas a custos marginais, mas sim que calculava os custos médios de produção e adicionava a eles um *markup* para a determinação do preço final. Tal comportamento ocorria porque os empresários desconheciam a curva de demanda para seus produtos, ou a elasticidade-preço da demanda. Sem essas informações, a determinação de preços pela teoria marginalista torna-se impossível.

Ao contrário da hipótese anterior de queda de custos, considerando a existência de fatores que originem ineficiências do tipo X numa indústria após uma fusão, seus preços subiriam para p_2 , e os custos para CMe_2 . Na ausência de um aumento dos custos, o efeito da fusão sobre os preços seria a diminuição do excedente do consumidor em p_2acp_1 (figura 4), onde a área p_2abp_1 seria a transferência de renda do consumidor para o produtor, deixando a nova área A_1 (abc) como a perda líquida de bem estar. No entanto, como há de fato uma elevação dos custos, os produtores receberão somente p_2adp_e como lucro. Sob a hipótese simplificadora de que um aumento de custos é um desperdício de recursos, a área p_1bdp_e deve ser somada à perda de bem estar social, e a fusão prova ser prejudicial.

⁴ HALL, R.; HITCH, C. J. Price theory and business behavior. *Oxford Economic Papers*, n. 2, p. 12-45, 1939.

FIGURA 4 - PREÇOS DE UMA INDÚSTRIA APÓS UMA FUSÃO (TEORIA DA INEFICIÊNCIA-X)



Fonte: CLARKE, 1990, p. 267.

3 REVISÃO DOS PRINCIPAIS TRABALHOS JÁ REALIZADOS NA ÁREA

A teoria exposta no capítulo anterior serviu de subsídio para vários pesquisadores estudarem os efeitos de fusões horizontais sobre os preços de diversas indústrias, nos EUA e Europa. Esse capítulo apresentará os principais trabalhos feitos na área, sob duas análises distintas. Os primeiros estudavam o fenômeno através do paradigma tradicional da *structure conduct performance* (SCP), sustentando que o aumento da concentração em uma indústria estimularia um comportamento não competitivo (através de coalizões) por parte das firmas, resultando na cobrança de maiores preços a seus clientes. No caso específico dos bancos, estes cobrariam maiores taxas de juros para empréstimos concedidos a clientes físicos ou pequenos empresários, e pagariam menores taxas para depósitos.

No entanto, na década de 70, o estudo de DEMSETZ (1973), ofereceu uma nova explicação à relação existente entre alta concentração/alta lucratividade existente em algumas indústrias, que ficou conhecida como *efficient performance hypothesis* (EP). De acordo com seu argumento, os lucros são um sinal de eficiência mais que de poder de monopólio em um mercado. O fato de concentração e lucratividade estarem relacionados não ocorreria por uma relação causal do primeiro para o segundo, mas principalmente porque a alta eficiência causa ambos. Diferenças de eficiência entre firmas criam participações de mercado desiguais e altos níveis de concentração na indústria. Essa dispersão resulta em eficiência acima da média, através das maiores firmas que aumentam suas participações em relação às menores, acarretando uma relação positiva entre concentração e lucros.

DEMSETZ (1973) conduziu um teste supondo que se grandes e pequenas firmas em indústrias concentradas obtêm altos lucros, elas estariam formando uma coalizão e a hipótese de *structure conduct performance* não poderia ser rejeitada. No entanto, se somente as maiores empresas revelassem tais lucros, então a hipótese da *efficient performance* seria aceita, desde que as pequenas firmas não recebessem qualquer benefício da concentração. O autor usou informações do Tesouro americano (IRS) para calcular a correlação entre concentração e lucratividade em uma indústria, para cinco tamanhos de empresas. Após ter

encontrado uma correlação positiva somente para as maiores, DEMSETZ (1973) concluiu que as grandes firmas eram mais eficientes que as pequenas.

Segundo CLARKE (1990, p. 102), os estudos realizados sobre estrutura de mercado e lucratividade geralmente usam variações do modelo abaixo:

$$\pi = f(C, E, D) \quad (7)$$

onde π é um índice de lucratividade e C , E e D são variáveis explicativas. O vetor C representa a facilidade de coalizão, E são as condições de entrada na indústria e D , as condições de demanda. Um índice de concentração, como o Hirschman-Herfindahl, costuma servir de *proxy* para a facilidade que uma indústria demonstra à coalizão. Para substituir a existência de barreiras à entrada, pode-se pensar em variáveis como diferenciação de produto, economias de escala e exigências de capital. A diferenciação pode ser representada pela relação propaganda/vendas; e as barreiras devidas à economia de escala são substituídas por uma estimativa da escala eficiente mínima em relação ao tamanho do mercado. Por fim, a margem preço-custo serve como *proxy* da lucratividade. Essa variável é geralmente calculada como o valor adicionado menos salários, dividido pela receita total, sendo uma aproximação da taxa de lucro bruto.

SMIRLOCK; GILLIGAN e MARSHALL (1984) usaram o q de Tobin como uma *proxy* para lucratividade. O q mostra como uma unidade adicional de capital afeta o valor presente dos lucros, isto é, o aumento no valor das ações de uma firma em uma unidade monetária, eleva o valor presente de seus lucros futuros, e o valor da empresa em q . Por fim, a firma elevará seu estoque de capital se o seu valor de mercado exceder o seu custo de aquisição (ROMER, 2001, p. 375-376).

Dentre as vantagens citadas por SMIRLOCK; GILLIGAN e MARSHALL (1984), estão a incorporação do risco e a minimização de qualquer distorção introduzida por leis e convenções contábeis. A equação foi estimada com concentração e participação de mercado como variáveis explicativas, seguindo a metodologia desenvolvida por WEISS (1974, p. 225-226) que considerava a hipótese EP alternativa à tradicional SCP, e portanto, a forma correta de testa-las seria incluir ambas no modelo simultaneamente:

$$R = a_0 + a_1 MS + a_2 CR + \sum_{i=3}^n a_i Z_i \quad (8)$$

onde R é uma medida para o lucro (substituída pelo q de Tobin), MS é a participação de mercado de cada firma, CR mede a concentração da indústria e Z é um vetor de variáveis de controle. Se $a_1 = 0$ e $a_2 > 0$, concluiria-se que a participação de mercado não afetaria o lucro, identificado então como monopolístico, sendo portanto determinado pela concentração da indústria. O resultado seria consistente com a teoria tradicional da *structure conduct performance* e a hipótese nula não seria rejeitada. Por outro lado, $a_1 > 0$ e $a_2 = 0$ implicaria que as maiores firmas são mais eficientes, e por isso possuiriam lucros elevados segundo a hipótese alternativa de *efficient performance*.

A regressão foi estimada a partir de uma amostra de 132 empresas, com informações sobre a participação de mercado (MS), a taxa de concentração para as quatro maiores empresas (CR), o crescimento da parcela de mercado (MSG), e *dummies* que classificaram as indústrias como tendo baixas (LBTE), médias (MBTE) ou altas (HBTE) barreiras à entrada, listadas para o período de 1960 a 1969. O resultado rejeitou a hipótese SCP e deu suporte à aceitação da EP, com o coeficiente para MS positivo e significativo ao nível de 1%, e o de CR insignificante a qualquer nível.

Dentre os estudos sobre concentração *versus* lucratividade para a indústria bancária, RHOADES (1993) realizou testes com uma base de 898 bancos que participaram de fusões horizontais nos EUA, de 1981 a 1986 para determinar se eles obtiveram ganhos de eficiência em relação aos demais. Pela ênfase dada na redução de custos operacionais através de fusões horizontais, a amostra analisada seria a mais indicada para apresentar ganhos de eficiência. Utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e modelagem logit⁵, e analisando um indicador de eficiência para os bancos (custos divididos por ativos) para os três anos anteriores à

⁵ O modelo na forma $L_i = \ln(P_i / (1 - P_i)) = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$, onde L_i é logaritmo da razão de duas probabilidades, sucesso e fracasso que representam a ocorrência ou não de um evento, é chamado de logit. Seu interesse é medir a variação de L_i através do coeficiente β_2 , de uma variação unitária de X_i (GUJARATI, 2000, p. 560).

fusão, e os três posteriores, ele demonstrou que nesse período, fusões bancárias não promoveram aumento de eficiência no setor. Antes das fusões, a taxa custos/ativos para as firmas consolidadas era muito próxima daquela da *aquirer* (o banco comprador), contudo para os três anos seguintes, as firmas consolidadas apresentaram taxas consideravelmente superiores as mesmas antes da fusão, demonstrando que:

- a) as *aquires* geralmente tinham taxas custos/ativos menores que as firmas adquiridas, e;
- b) elas eram geralmente mal sucedidas em reduzir os custos dos dois bancos combinados.

Ainda sobre o setor bancário americano na década de 80, BERGER e HUMPHREY (1994) fizeram uma análise dos estudos acadêmicos existentes sobre economias de escopo e escala, eficiência, fusões, estrutura de mercado e performance, e resumiram suas conclusões:

“Para os menores bancos, há economias de escala que permitem que os custos médios caiam com o aumento do tamanho do banco. Esses efeitos geralmente são responsáveis por menos de 5% dos custos. Para os maiores, prevalecem custos médios constantes ou pequenas deseconomias de escala. A receita média apresenta um ligeiro aumento com o crescimento do tamanho do banco (de 1% a 4%), mas estes benefícios também estão confinados às menores firmas.

Há poucas economias escopo que reduzem custos em até 5% (às vezes menos), quando múltiplos produtos são oferecidos. A receita parece não ser afetada.

A habilidade gerencial para controlar custos parece ser muito mais importante que economias de escala e escopo. Alguns bancos atingem até 20% mais custos que o mínimo da indústria para a mesma escala e *mix* de produtos.

Em média, fusões não têm significância ou efeitos previsíveis sobre custos e eficiência. Algumas fusões reduzem custos, mas outras o aumentam. Os seus benefícios não estão fortemente relacionados com o tamanho do mercado de depósitos em comum (aos bancos fundidos), ou a diferença de eficiência entre o *aquirer* e o banco adquirido.” (BERGER E HUMPHREY, 1994, p. 2)

O que os autores descrevem como “habilidade gerencial” pode ser chamado de Eficiência X, que eles definem como o “quão próximo o banco está da fronteira de custo eficiente, onde o conjunto de produtos ofertados é produzido ao custo mínimo de insumos que o banco enxerga” (BERGER e HUMPHREY, 1994, p. 13). A eficiência X se diferencia dos custos de escala e escopo porque considera o conjunto de produtos como dado, enquanto os anteriores tentam determinar qual o

custo mínimo e o *mix* de produtos a ser produzido, admitindo que as firmas estão na fronteira de eficiência. Ainda segundo os autores, "...a maior parte dos estudos desta área encontrou ineficiências X da ordem de 20% ou mais para bancos de todos os tamanhos (medidos pelo volume dos ativos), o oposto das ineficiências de escala, que representam 5% ou menos dos custos. Ineficiências de escopo, apesar de mais difíceis de se medir, são responsáveis também por 5% ou menos dos custos" (BERGER e HUMPHREY, 1994, p. 15). Assim, eles redefinem a *efficient performance hypothesis* como "o resultado de melhores práticas gerenciais ou tecnologias mais avançadas de produção que diminuem as ineficiências X atuantes sobre o custo" (BERGER e HUMPHREY, 1994, p. 23).

O *paper* conclui que o total da literatura que apóia a hipótese SCP sugere que as fusões dentro de um país ou região, que aumentam a concentração local podem criar custos sociais em termos de preços que deslocam recursos e levam a reduções em eficiência, mas estes efeitos são geralmente de baixa magnitude. Por outro lado, fusões entre fronteiras que atraem novos competidores talvez tragam benefícios sociais com relação a diminuições de preços aos consumidores, além de melhorias discretas na eficiência da indústria local.

BERGER e HANNAN (1989) realizaram um estudo com um modelo que regredia preço e concentração, analisando essa relação em lugar da tradicional lucro-concentração. Essa mudança permitiu o teste da hipótese SCP, sem considerar a EP como sua hipótese alternativa. Ao contrário de afirmarem se uma ou outra atuava no mercado bancário, eles testaram qual o efeito dominante, sem entretanto, negarem a ocorrência das duas simultaneamente. Um dos objetivos do estudo era a aplicação correta de leis regulamentais e antitruste de modo a não prejudicarem a eficiência da indústria. O modelo estimado por ambos serviu de base para estudos posteriores realizados por outros pesquisadores:

$$r_{ijt} = \alpha + \beta \text{CONC}_{jt} + \gamma x_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

onde r_{ijt} é a taxa de juros oferecida pelos bancos para os depósitos expressa em pontos base⁶, $CONC_{jt}$ é concentração que utilizou o cálculo do índice Hirschman-Herfindahl e um índice de participação para as três maiores empresas, e x_{cjt} são variáveis de controle para firmas e mercados, como a taxa de crescimento dos depósitos em um ano, o número de subsidiárias em relação ao total do mercado, renda média local, o salário médio do setor local, e uma *dummy* que identifica se o banco está localizado em uma região metropolitana ou não. A amostra foi constituída com 470 bancos, em 195 mercados locais observados quadrimestralmente durante dois anos e meio.

Se bancos em mercados concentrados são mais eficientes que a média na atração e transformação de depósitos em empréstimos ou outros ativos, uma unidade adicional de US\$ depositada deve ter um valor maior. Então para atrair mais depósitos, os bancos aumentarão a taxa de juros oferecida e como resultado, espera-se um valor positivo para β . Caso contrário, o sinal associado à variável CONC deve ser negativo.

Os resultados sugeriram a dominância da hipótese SCP na determinação das taxa de juros para depósitos. A regressão foi estimada por MQO para os dez quadrimestres, e os coeficientes de concentração resultantes foram negativos e significantes a 1%, em todos os cortes menos no primeiro. A conclusão que a relação preço-concentração é mais forte quando as taxas agregadas estão relativamente mais altas talvez sugiram menor velocidade no ajuste de preços por parte dos bancos em mercados mais concentrados.

Conclusão semelhante foi obtida também por HANNAN (1991), quando o autor examinou informações de uma população de 260 bancos americanos e 8.250 empréstimos concedidos, divididos entre pequenos (se menores ou iguais a US\$ 100 mil) e grandes (maiores que US\$ 100 mil), em três períodos específicos: o pico das taxas de juros em agosto de 1984, a estabilidade até novembro de 1985, e a baixa de novembro de 1986, quando as taxas atingiram o seu menor valor no período antes de voltarem a subir. O modelo regrediu a taxa de juros cobrada pelo banco i por um empréstimo (r_L^i), contra a taxa de juros de mercado aberto (r_s), o

⁶ É obtido pela multiplicação do coeficiente de CONC e a diferença entre o valor máximo e mínimo da variável na amostra.

custo marginal líquido do empréstimo (c_L^i), e o valor absoluto da elasticidade da demanda por empréstimos do banco i (e_L^i), considerando as expectativas de i com relação a reação das suas rivais caso modifique sua taxa r_L^i :

$$r_L^i = (r_s + c_L^i) \left(\frac{e_L^i}{e_L^i - 1} \right) \quad (10)$$

Sob a hipótese de dominância da SCP, e_L^i é um fator chave pois a concentração tem um efeito positivo sobre as taxas de juros para empréstimos como resultado de uma presumida relação negativa entre e_L^i e concentração.

Para o exame da dominância da hipótese de EP, c_L^i é o principal termo do modelo. Em princípio ela não indica se os custos são maiores ou menores em mercados concentrados, somente que a concentração resulta de diferenciais de eficiência entre mercados. No entanto, para explicar a relação positiva entre lucro e concentração, os custos de pelo menos algumas firmas em mercados mais concentrados devem ser menores como consequência da maior eficiência obtida. Se menores custos implicam em preços mais baixos em mercados concentrados, dependerá do grau de homogeneidade dos produtos oferecidos. Como empréstimos comerciais são considerados perfeitamente homogêneos pelos consumidores e com taxas determinadas em um ambiente competitivo, a expansão de produtores com menores custos resultaria numa redução da competição, mas não das taxas de juros. Na presença de heterogeneidade, entretanto, essa expansão resultaria em uma redução das taxas de juros por parte dessas instituições e também das demais rivais, até o limite em que a demanda por empréstimos torna-se mais elástica. Em nenhum caso, na regressão, a taxa de juros para empréstimos varia positivamente com a concentração, que é o arcabouço da hipótese EP.

Foi encontrada uma forte indicação da dominância da hipótese SCP para pequenos empréstimos em dois dos três cortes para explicar a relação entre taxas de juros e concentração: justamente os períodos de estabilidade e queda das taxas. Para empréstimos acima de US\$ 100 mil, foi encontrada também uma relação positiva entre taxas de juros e concentração, com um 1% de significância somente para empréstimos com garantia. Esse fenômeno pode ser explicado, segundo o autor, pela rigidez de preços existente em mercados mais concentrados. Como as

taxas de juros de equilíbrio tendem a ser mais altas em mercados mais concentrados, períodos envolvendo aumentos acentuados destas, como os observados em 1984, exibem uma relação mais fraca entre taxas de juros para empréstimos e concentração, em consequência do seu ajuste lento por parte dos bancos. O mesmo autor chegou a uma conclusão semelhante juntamente com BERGER quando observaram a existência de maior rigidez de preços em mercados caracterizados por altos níveis de concentração, e que as taxas de depósito eram significativamente mais rígidas quando o estímulo à mudança era para cima e não para baixo. Esse resultado é consistente com o mais comum, de maior rigidez para baixo quando os juros são pagos para as firmas e não pelas firmas (HANNAN e BERGER, 1991, p. 938).

Mais recentemente, CORVOISIER e GROPP (2001) testaram a hipótese SCP para os bancos europeus, entre os anos de 1993 e 1999. Os autores consideraram que os bancos operam em competição de Cournot⁷ no mercado de empréstimos, além de aplicarem a hipótese simplificadora de que operam uma única rede local, possuem um único tipo de obrigação – depósitos, e oferecem um único tipo de empréstimo. CORVOISIER e GROPP (2001) estimaram a taxa de juros ótima de empréstimos para o banco k como sendo:

$$r_k = \frac{B_0}{(nb + B + B/n)} + \frac{r_D}{(1 - \mu_k)(1 - \alpha_k)} * \frac{nb + B/n}{nb + B/n + B} \quad (11)$$

onde n é o número de bancos; L_k é a Demanda por empréstimos do banco k; r_k , a taxa de juros sobre empréstimos do banco k; r_j por sua vez, é a taxa de juros sobre empréstimos do banco j; r é a taxa média de juros sobre empréstimos, isto é,

$$r = \sum_{i=1}^n r_i / n; \quad b \text{ é a elasticidade da demanda por empréstimos do banco k; } B_0 \text{ é a}$$

demanda agregada por empréstimos; B, a elasticidade total da demanda por empréstimos; μ é a probabilidade de sinistro do tomador; e α são os custos operacionais do banco.

⁷ Os bancos determinam preços, mas enxergam uma dada taxa de depósito; e a taxa de empréstimo arbitrada pelo banco k não afeta o comportamento de seus concorrentes no mesmo mercado.

O modelo estatístico na forma log-linear⁸, semelhante aos de HANNAN (1991) e BERGER e HANNAN (1989), para a equação (11) considerou a margem⁹ de juros contra um índice de concentração (CONC), representado pelo índice Hirschman-Herfindahl, como *proxy* para o número de bancos atuando em cada país; o percentual de inadimplência dos tomadores de empréstimos no país estudado (RISCO) como *proxy* de μ ; uma *dummy* que recebeu o valor zero caso existisse essa informação para o país analisado, e 1 em caso contrário (SEMRISCO); o custo médio em relação à receita¹⁰ (CUSTO) como *proxy* de α ; um índice de confiança para consumidores e produtores (DEM) como *proxy* de B_0 ; a taxa dos ativos totais do sistema bancário em relação ao PIB (ATIVO) e a capitalização no mercado acionário (SUBST) como *proxy* de B . A equação final é apresentada abaixo:

$$\begin{aligned} MARGEM_{ic} = & \beta_0 + \sum_i \beta_{1i} I * CONC_{ic} + \sum_i \beta_{2i} I * RISCO_{ic} + \\ & \sum_i \beta_3 SEMRISCO + \sum_i \beta_{4i} I * CUSTO_{ic} + \sum_i \beta_{5i} I * DEM_{ic} + \\ & \sum_i \beta_{6i} I * SUBST + \sum_i \beta_{7i} I * ATIVO + u_i \end{aligned} \quad (12)$$

Novamente, $\beta_1 > 0$ é uma evidência de que o aumento da concentração está associado a um comportamento menos competitivo através da formação de coalizões, e portanto, maiores margens. Esse resultado é compatível com a defesa da hipótese SCP. Caso contrário, se o mercado mais concentrado corresponder a uma escala mais eficiente, $\beta_1 \leq 0$ e $\beta_3 > 0$, rejeitando a hipótese SCP e aceitando a hipótese EP. Quanto maior a substitutibilidade do mercado bancário pelo acionário, mais estreita é margem de juros que se pode cobrar por empréstimos, assim espera-

⁸ Modelos de regressão exponencial da forma $Y_i = \beta_1 X_i^{\beta_2} e^{u_i}$ expressos como $\ln Y_i = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + u_i$, em que $\ln = \log$ natural, na base e , em que $e = 2,718$. Este modelo é linear nos parâmetros β_1 e β_2 , e linear nos logaritmos das variáveis X e Y , e pode ser estimado pela regressão por MQO (GUJARATI, 2000, p. 156).

⁹ Taxa de juros para empréstimos *retail* do banco k para o produto i – a taxa de juros do mercado aberto. No caso dos depósitos, é a taxa do mercado aberto – a taxa de juros para depósitos.

¹⁰ Pode ser considerado um índice de eficiência (despesa de pessoal e administrativa dividida pela receita de intermediação financeira e serviços). Para testar o ganho de eficiência da indústria bancária americana no período de 1981-86, RHOADES (1993, p. 414) também estimou um modelo com uma variável de eficiência como dependente, representada pela mudança na taxa de custo total em relação aos ativos totais.

se que o seu coeficiente seja negativo ($\beta_6 < 0$). A taxa de ativos totais do sistema bancário em relação ao PIB indica a quantidade de recursos que está no sistema bancário, e seu coeficiente deve ser positivo ($\beta_7 > 0$). Claramente, quanto maior a inadimplência, maior a taxa de juros que os bancos cobrarão por seus empréstimos para recuperarem suas perdas (então, $\beta_2 > 0$).

Utilizando ainda os empréstimos, o cálculo do índice Hirschman-Herfindahl para esse produto é feito abaixo:

$$H = \sum_{k=1}^K \left(\left(\frac{L_k}{\sum_{k=1}^K L_k} \right)^2 \right) * 1000 \quad (13)$$

onde L_k representa os empréstimos do banco k e o número total de bancos é representado por K . O índice varia de 1000 no caso de países que contam com uma única instituição bancária e valores próximos a zero, para países com um grande número de pequenos bancos. As maiores críticas (aceitas pelos autores) ao uso deste índice no seu trabalho é que talvez os limites geográficos dos países não seriam a definição mais apropriada de mercado no contexto europeu. Além disso, o índice também ignoraria o fato de alguns mercados serem mais contestáveis¹¹ que outros.

CORVOISIER e GROPP (2001) calcularam o índice Hirschman-Herfindahl para todos os países da Comunidade Européia, com exceção de Luxemburgo¹², e sete diferentes produtos¹³, para os anos de 1993-1999, resultando em 246 pares de índices e taxas de juros. Foram gerados três modelos, o primeiro com a mesma inclinação para todos os produtos, mostrou uma relação positiva fraca entre concentração e juros. No segundo, com os coeficientes variando para os dois

¹¹ É a característica de uma indústria na qual uma firma pode permanecer apenas por um período, isto é, ela não teria custos irrecuperáveis (de entrada). Nestes casos, a firma pode entrar com preços mais baixos, reduzindo também o preço de equilíbrio da indústria, sem temer a reação das outras firmas (MAS-COLELL, WHINSTON e GREEN, 1995, p. 411).

¹² Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Alemanha, Irlanda, Itália, Holanda, Espanha e Portugal.

¹³ Overall, empréstimos pessoais de curto e longo prazos, e empréstimos imobiliários; conta corrente, poupança e renda fixa.

mercados agregados, empréstimos e depósitos, foram encontradas evidências em favor da hipótese SCP para o mercado de empréstimos, mas não no de depósitos. E no terceiro modelo, todos os coeficientes foram desagregados para cada mercado, medindo o efeito da concentração sobre a taxa de juros cobrada para cada produto. O resultado confirmou a existência de uma relação positiva entre concentração e taxa de juros para três dos quatro tipos de empréstimos. Para poupança e renda fixa, os autores concluíram o oposto: quanto maior a concentração, maior a competição entre as taxas de juros, servindo de evidência para a *efficient performance hypothesis*.

Dentre os pesquisadores brasileiros, VASCONCELOS, FUJIDCI e STRACHMAN (2000) fizeram um estudo teórico sobre motivações e consequências de fusões horizontais na indústria bancária mundial. Dentre as causas citadas estão inovações tecnológicas (transmissão de dados e informações) e financeiras (derivativos e o desenvolvimento ou a adoção de sistemas de gerenciamento de risco) que parecem aumentar o potencial de aproveitamento de economias de escala e escopo neste setor. Aqui, os autores lembram que os trabalhos mais recentes nesta área, que utilizam dados da década de 90, indicam a existência de significativas economias de escala nessa indústria com a incorporação das inovações tecnológicas do período, ao contrário de trabalhos anteriores, como o de BERGER e HUMPHREY (1994) e RHOADES (1993) citados no decorrer deste capítulo, que utilizam dados da década de 80, e não eram favoráveis à existência de tais economias. Outros fatores são a divisão de custos na montagem e administração de produtos sofisticados (como sistemas de precificação de derivativos, redes eletrônicas de pagamentos e transferências de recursos em tempo real); e o desenvolvimento de formas eletrônicas de pagamentos (cartões de crédito e débito), que exigem altos investimentos em capital fixo e apresenta significativos ganhos de escala (VASCONCELOS, FUJIDCI e STRACHMAN, 2000, p. 3).

Um importante motivo não citado em outros trabalhos é a busca pelos bancos de melhores condições para se beneficiarem das redes de segurança fornecidas pelos governos. Em geral, as grandes instituições financeiras são favorecidas pela condição de “grande demais para quebrar”. Segundo VASCONCELOS, FUJIDCI e STRACHMAN (2000, p. 5):

...há evidências de que o valor de mercado mais alto para um banco, estimularia a fusão com, ou a aquisição de outras firmas. Acionistas de instituições financeiras pressionariam em favor dessas operações por entenderem que elas proporcionariam a valorização de suas ações. O valor mais alto de mercado permitiria as instituições financeiras adquirirem “flexibilidade estratégica”, dando-lhes maiores condições de financiamento externo, através do mercado de capitais e assim, prosseguirem avançando em um mercado concorrencial cada vez mais acirrado, inclusive no plano internacional.

Esse aumento na capitalização das firmas resultante de fusões decorre da previsão dos investidores de ganhos de eficiência ou poder de mercado, que possibilitem as empresas maiores lucros no futuro.

Assim, diante da desregulamentação do setor, empresas de serviços financeiros têm aproveitado as oportunidades surgidas para a obtenção de ganhos financeiros, em muitos casos, imediatos, que se vislumbram em geral para as ações das empresas envolvidas nos processos de fusão ou aquisição. Isso conduziu o setor a um amplo número de associações de empresas de diferentes países e ao aumento da contestabilidade de diferentes mercados financeiros nacionais, explicando parte das fusões e aquisições no interior de mercados domésticos como uma forma de desestímulo ao ingresso de potenciais competidores estrangeiros. Por outro lado, o objetivo do Governo ao estimular a desregulamentação financeira e bancária é o fortalecimento dos sistemas financeiros domésticos com o estabelecimento de instituições mais fortes e eficientes.

4 METODOLOGIA

4.1 MODELO EMPÍRICO

O Modelo de Regressão Linear Múltipla tem por objetivo explicar se variáveis, ditas explicativas ou independentes, realmente condicionam a variável explicada ou dependente e, se tal influência existe, qual a magnitude do efeito de uma mudança das variáveis explicativas sobre a explicada. Essa variação pode ser mensurada através de um vetor β de tamanho $K \times 1$, onde K é o número de parâmetros estimados, que representam o peso de cada variável independente sobre o vetor resposta, e X é uma matriz $N \times K$:

$$y = X\beta + e \quad (14)$$

O vetor resultante y é composto por duas componentes: uma sistemática e outra aleatória. A parte sistemática é especificada como uma função linear dos parâmetros, mas não necessariamente das variáveis explicativas. A componente aleatória através do vetor “ e ” ($N \times 1$) representa os erros imprevisíveis associados ao resultado do experimento (JUDGE et al, 1988, p. 179).

Portanto, o modelo na sua forma matricial fica:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1K} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{N1} & x_{N2} & \cdots & x_{NK} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_N \end{bmatrix}$$

onde y é o vetor de variáveis aleatórias, variando de amostra para amostra, e que pode alternativamente ser considerado um vetor cuja distribuição está condicionada à matriz X . Esta é uma matriz de valores conhecidos não estocásticos¹⁴, composta de vetores coluna independentes, isto é, nenhuma coluna x_i pode ser escrita como

¹⁴ Não possuem distribuição de probabilidade, isto é, seus valores são fixos variando somente dentro da própria amostra.

combinação linear de outras. Isso implica que o posto de X é K e que a matriz $(K \times K)$ $X'X$ é não singular¹⁵. O vetor β contém os parâmetros desconhecidos, os quais deseja-se estimar a partir das informações amostrais, e “ e ” é o vetor de erros aleatórios que possui média igual a zero e matriz de covariância igual a:

$$E[ee'] = E \begin{bmatrix} e_1 e_1 & e_1 e_2 & \cdots & e_1 e_N \\ e_2 e_1 & e_2 e_2 & \cdots & e_2 e_N \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ e_N e_1 & e_N e_2 & \cdots & e_N e_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 I$$

Essas propriedades implicam que o erro aleatório de um período i não se correlaciona com o do período j , e que eles têm médias e variâncias idênticas. O escalar σ^2 é geralmente desconhecido e I_N é uma matriz identidade de ordem N .

O modelo adotado nesse trabalho é semelhante ao trabalhado por CORVOISIER e GROPP (2001) e inicia com a fórmula para a demanda por empréstimos de cada banco k :

$$L_k = \frac{B_0}{n} - \frac{b}{n-1} \sum_{j \neq k}^n (r_k - r_j) - \frac{rB}{n} \quad (15)$$

onde:

n = número de bancos;

L_k = Demanda por empréstimos do banco k ;

r_k = taxa de juros sobre empréstimos do banco k ;

r_j = taxa de juros sobre empréstimos do banco j ;

r = taxa média de juros sobre empréstimos, isto é, $r = \sum_{i=1}^n r_i / n$;

b = elasticidade da demanda por empréstimos do banco k ;

¹⁵ “Suponha o sistema $AX = B$, na qual A é uma matriz $N \times K$, X é um vetor coluna $K \times 1$ e B é também um vetor coluna $N \times 1$. Para encontrar uma solução para o sistema, ambos os lados de $AX = B$ devem ser multiplicados pela matriz inversa de A , isto é, A^{-1} . O resultado será a remoção da matriz de coeficientes A do lado esquerdo e a transformação do lado direito em B/A , que é a solução de X . Para que A tenha uma inversa, há duas condições que precisam ser atendidas: A deve ser quadrada ($N = K$), que é uma condição necessária; e a multiplicação de A por sua inversa A^{-1} deve produzir como resultado uma matriz identidade (uma matriz quadrada cujos elementos da diagonal principal são todos iguais a 1, e fora dela são iguais a 0) da mesma dimensão de A e A^{-1} , que é a condição suficiente para a inversabilidade de A .” (BALDANI, BRADFIELD e TURNER, 1996, p. 79-81) Essa é uma característica importante para a matriz $X'X$, pois se ela for singular, o vetor de coeficientes β não terá uma solução única não nula.

B_0 = demanda agregada por empréstimos,
 B = elasticidade total da demanda por empréstimos.

Cada banco maximizará a seguinte função de lucro (Π_K):

$$Max\Pi_K = (1 - \mu_K)r_K L_K - r_D D_K - F_K \quad (16)$$

sujeita a

$$L_K + R_K = D_K \quad (17)$$

onde $(1 - \mu_K)r_K L_K$ é a receita esperada, μ_K é a taxa de inadimplência para empréstimos, R_K é a quantidade de reservas, D_K os depósitos, e F_K , custos fixos.

Como as reservas são proporcionais aos depósitos, substituindo $R_K = \alpha_K D_K$ em (17) tem-se os depósitos em função de empréstimos:

$$D_K = \frac{L_K}{(1 - \alpha_K)} \quad (18)$$

Substituindo a restrição (18) na função objetivo (16):

$$Max\Pi_K = (1 - \mu_K)r_K L_K - r_D \frac{L_K}{(1 - \alpha_K)} - F_K \quad (19)$$

E diferenciando (19) em relação a r_K , tem-se a condição de primeira ordem (CPO):

$$\frac{\partial \Pi_K}{\partial r_K} = (1 - \mu_K)L_K + (1 - \mu_K)r_K \frac{\partial L_K}{\partial r_K} - \frac{r_D}{(1 - \alpha_K)} \frac{\partial L_K}{\partial r_K} = 0 \quad (20)$$

Voltando à demanda por empréstimos (15) e diferenciando-a também em relação a r_K , obtém-se:

$$\frac{\partial L_K}{\partial r_K} = -b - \frac{B}{n^2} \quad (21)$$

Substituindo (21) em (20) tem-se a nova CPO:

$$(1 - \mu_K)L_K + (1 - \mu_K)r_K\left(-b - \frac{B}{n^2}\right) - \frac{r_D}{(1 - \alpha_K)}\left(-b - \frac{B}{n^2}\right) = 0 \quad (22)$$

Substituindo a condição de equilíbrio para a taxa de empréstimos

$L = B_0 - rB$, onde $L = \sum_{K=1}^N L_K$ na equação (22):

$$(1 - \mu_K)\frac{B_0 - rB}{n} + (1 - \mu_K)r_K\left(-b - \frac{B}{n^2}\right) - \frac{r_D}{(1 - \alpha_K)}\left(-b - \frac{B}{n^2}\right) = 0 \quad (23)$$

Rearranjando os termos:

$$r_K(1 - \mu_K)\left(b + \frac{B}{n^2} + \frac{B}{n}\right) = (1 - \mu_K)\left(\frac{B_0}{n}\right) + \frac{r_D}{(1 - \alpha_K)}\left(b + \frac{B}{n^2}\right) \quad (23')$$

Multiplicando ambos os lados de (23') por n e isolando para r_K :

$$r_K = \frac{B_0}{nb + B + B/n} + \frac{r_D}{(1 - \mu_K)(1 - \alpha_K)} * \frac{nb + B/n}{nb + B + Bn} \quad (24)$$

Usando um modelo estatístico log-linear, isto é, com logaritmos tomados das variáveis originais (dependente e independentes), a equação acima fica:

$$\begin{aligned} MARGEM_i &= \beta_0 + \beta_1 * \sum_1^N HERFIND + \beta_{2i} * \sum INADIMP * + \beta_3 * \sum_1^N CUSTO \\ &+ \beta_4 * \sum INEC + \beta_5 * \sum_1 ICEI + \beta_6 * \sum_1^N ATIVO / PIB + \beta_7 * \sum BOLSA / PIB \quad (25) \\ &+ u_i \end{aligned}$$

onde a MARGEM é a diferença entre a taxa de juros praticada pelos bancos para o produto i e a taxa de captação financeira; HERFIND é um índice de concentração representado pelo índice Hirschman-Herfindahl para o ativo total dos bancos, que representa o número de bancos (n) na equação (24); INADIMP é o percentual de inadimplência, ou seja, de não pagadores sobre o total de devedores, para cada produto e é *proxy* de μ_K ; CUSTO é uma taxa calculada a partir do custo operacional dividida pela receita operacional, representando α_K ; INEC e ICEI são dois índices de confiança para consumidores e produtores que representam a demanda agregada por empréstimos, B_0 ; ATIVO/PIB é a taxa dos ativos totais do sistema bancário em relação ao PIB, e BOLSA/PIB é a capitalização do mercado acionário. Ambas são *proxies* da elasticidade total da demanda por empréstimos, B . O índice i identifica o produto para a qual a regressão foi gerada; e N é o total de bancos na amostra.

O modelo interessa-se por descobrir se a concentração eleva as taxas de juros para empréstimos, através de um comportamento anti-competitivo, como a coalizão, por parte dos bancos. Neste caso, a relação entre a margem de juros e a concentração deve ser positiva, isto é $\beta_1 > 0$, e a hipótese de *structure conduct performance* não pode ser rejeitada. Em caso contrário, isto é, se $\beta_1 \leq 0$ e $\beta_3 > 0$, a hipótese SCP é rejeitada em função da hipótese de *efficient performance*, pela qual a concentração aumenta a eficiência bancária através de um tamanho ótimo dos bancos. Como já foi descrito por BERGER e HANNAN (1989), os dois efeitos podem estar atuando ao mesmo tempo sobre a taxa de juros. O que este estudo pretende analisar é qual o peso de cada um, determinando qual dos dois é o efeito dominante.

Quanto aos demais coeficientes, espera-se que o coeficiente para inadimplência seja positivo ($\beta_2 > 0$) pois quanto maior a inadimplência, maior a taxa de juros que os bancos devem cobrar para cobrirem suas perdas; assim como β_4 e β_5 , pois a maior confiança dos consumidores e empresários eleva o consumo e o investimento produtivo, e portanto a demanda por empréstimos. Espera-se que β_6 seja positivo ($\beta_6 > 0$) quanto maior o ativo dos bancos em relação ao tamanho da economia, pois assim é maior a sua dependência desse setor. E finalmente β_7 deve ser negativo ($\beta_7 < 0$) quanto maior for a substitutibilidade do mercado bancário pelo acionário, pois os bancos têm menos espaço para cobrar pelos empréstimos oferecidos, diminuindo a margem de juros.

Uma das críticas ao modelo linear múltiplo adotado é de que y é medido sem falhas, o que pode não ser verdade já que poucas relações econômicas estão livres de choques aleatórios e erros de medida. Ainda assim, o modelo linear múltiplo é o mais indicado para essa análise por:

- a) testar a existência de uma relação entre a variável dependente (taxa de juros) e as independentes (principalmente concentração e eficiência). Existindo uma relação, o modelo analisa a sua direção e influência sobre a variável dependente;
- b) como a evolução da variável dependente ou das independentes ao longo do tempo não interessa a este trabalho, nenhuma relação temporal será examinada, e portanto a hipótese de independência dos erros de duas observações subseqüentes será obedecida;
- c) a especificação log-linear parece ser a mais correta, já que o objetivo deste estudo é medir o peso do vetor de coeficientes β sobre y , principalmente β_1 , isto é, qual o efeito de uma variação infinitesimal na concentração sobre a margem de juros. O modelo original tem a forma exponencial $y = \beta_0 X_i^{\beta_1} e_i$. Se forem tomados os logaritmos naturais de ambos os lados da equação, ela se torna:

$$\ln y = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln X_i + e_i \quad (26)$$

$$y^* = \alpha + \beta_1 X_i^* + e_i \quad (27)$$

onde $y^* = \ln y$, $X_i^* = \ln X_i$ e $\alpha = \ln \beta_0$. Os estimadores de MQO, $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ obtidos serão os melhores estimadores não viesados de α e β (MELNV). No entanto, β_0 , o parâmetro original obtido pelo antilog de α será viesado. Na maioria dos problemas práticos, porém, o intercepto tem importância secundária, não importando que sua estimativa seja viesada.

- d) O método escolhido para a estimação do vetor de coeficientes β foi o de Mínimos Quadrados Ordinários, também utilizado por RHOADES (1993),

BERGER e HANNAN (1991) entre outros estudos realizados sobre concentração e preços.¹⁶ Os estimadores β são uma função linear do vetor y ; não viesados pois o seu valor esperado na amostra é o mesmo da população, isto é, $E[\hat{\beta}] = \beta$; e eficientes pois possuem a menor variância entre todos os estimadores lineares não viesados. Essas propriedades fazem dos estimadores gerados por MQO os Melhores Estimadores Lineares Não Viesados (MELNV), resultado do Teorema de Gauss-Markov: “na classe de todos os estimadores lineares não viesados, os estimadores de mínimos quadrados são MELNV” (JUDGE et al, 1988, p. 205).

4.2 BASE DE DADOS

4.2.1 Origem dos Dados

A amostra usada no estudo foi construída com informações do Banco Central, capturadas através da internet e também do SISBACEN¹⁷. Essas informações são referentes ao Balancete Consolidado (documento 4010)¹⁸ de todos os Bancos Múltiplos¹⁹; às taxas de juros médias cobradas pelo mercado para seis produtos de empréstimos: cheque especial e crédito pessoal, para pessoa física; e capital de giro, conta garantida, *vendor* e desconto de duplicata, para pessoa jurídica; e índices e agregados econômicos, para os anos de 1993 a 2001. A escolha do período se deu pela disponibilidade das taxas de juros a partir de 1º de junho de 1993, e do segmento de bancos múltiplos por este ter uma participação expressiva (69% em 2001) dentro do Sistema Financeiro Nacional (SFN) e esta ter crescido

¹⁶ Para uma relação ampla dos estudos realizados para concentração, eficiência e fusões bancárias, entre 1980 e 1993, com a metodologia seguida e conclusões alcançadas, ver RHOADES (1994).

¹⁷ Sistema de Informações Banco Central.

¹⁸ Documento 4010: Balancete Patrimonial Analítico, elaborado pelas instituições financeiras, contendo as suas posições individualizadas. As demonstrações financeiras relativas às datas-base de 30 de junho e 31 de dezembro devem ser publicadas de forma comparada com as do período anterior.

¹⁹ Um banco múltiplo deve possuir pelo menos duas carteiras podendo ser: carteira comercial; investimento; crédito imobiliário; carteira de aceite; desenvolvimento ou *leasing*. Uma das carteiras deve também, obrigatoriamente, ser comercial ou de investimento (FORTUNA, 1999, p. 29).

31% de 1996 a 2001²⁰. Os produtos foram escolhidos por estarem entre os principais com taxa de juros pré-fixada (em volume) em 2001, como pode ser visto na tabela 2.

TABELA 2 – VOLUME DE OPERAÇÕES DE CRÉDITO PARA PRODUTOS COM JUROS PRÉ FIXADOS (EM R\$ MILHÕES)

Produtos	2000		2001	
	\$	%	\$	%
Pessoa Jurídica				
Capital de giro	9.852	28	11.097	26
Conta garantida	8.219	23	9.163	21
Vendor	4.727	13	5.838	13
Desconto de duplicata	4.025	11	5.252	12
Aquisição de bens	1.295	4	2.600	6
Desconto de promissória	733	2	742	2
Hotmoney	590	2	453	1
Financiamento imobiliário	175	0	141	0
Outros	5.516	16	8.037	19
Total para pessoa jurídica	35.133		43.323	
Pessoa Física				
Aquisição de bens: veículos	11.355	31	21.428	36
Crédito pessoal	12.165	33	20.206	34
Cheque especial	6.456	17	8.445	14
Aquisição de bens: outros	2.518	7	3.577	6
Cartão de crédito	1.565	4	2.149	4
Financiamento imobiliário	784	2	544	1
Outros	2.120	6	3.390	6
Total para pessoa física	36.962		59.739	

FONTE: BANCO CENTRAL

As contas selecionadas do Balancete Contábil estão especificadas no quadro 1, e as demais informações no quadro 2.

²⁰ Para maiores informações ver Anexo 1.

QUADRO 1 – CONTAS PERTENCENTES AO DOCUMENTO 4010 UTILIZADAS

Descrição	Código	Transação
Ativo Circulante	1.0.0.00.00-7	PCOS650
Ativo Permanente	2.0.0.00.00-4	PCOS650
Receitas Operacionais	7.1.0.00.00-8	PCOS650
Despesas Operacionais	8.1.0.00.00-5	PCOS650

FONTE: BACEN - Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional – COSIF

QUADRO 2 – INFORMAÇÕES UTILIZADAS

continua

Descrição	Série Número	Origem	Transação ⁽¹⁾
Taxa Pré Fixada Cheque Especial - %	95	SISBACEN	PEFI300
Taxa Pré Fixada Crédito Pessoal - %	98	SISBACEN	PEFI300
Taxa Pré Fixada Conta Garantida - %	77	SISBACEN	PEFI300
Taxa Pré Fixada Capital de Giro - %	73	SISBACEN	PEFI300
Taxa Pré Fixada <i>Vendor</i> - %	85	SISBACEN	PEFI300
Taxa Pré Fixada Desconto de Duplicata - %	67	SISBACEN	PEFI300
Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplio – IPCA – Var. % Mensal	433	www.bcb.gov.br	ST
Depósitos a Prazo (CDB/RDB-prefixados)	26	www.bcb.gov.br	ST
Capitalização do mercado acionário	-	www.world-exchanges.org	-
PIB	1.56	www.bcb.gov.br	IE
Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (Total) – INEC	7343	www.bcb.gov.br	ST
Índice de Confiança do Empresário Industrial (Total) – ICEI	7344	www.bcb.gov.br	ST
Saldo sem atraso – Cheque Especial	836	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 15 a 30 dias – Cheque Especial	837	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 31 a 90 dias – Cheque Especial	838	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso maior que 91 dias – Cheque Especial	839	www.bcb.gov.br	ST
Saldo sem atraso – Crédito Pessoal	871	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 15 a 30 dias – Crédito Pessoal	872	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 31 a 90 dias – Crédito Pessoal	873	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso maior que 91 dias – Crédito Pessoal	874	www.bcb.gov.br	ST
Saldo sem atraso – Conta Garantida	572	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 15 a 30 dias – Conta Garantida	573	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 31 a 90 dias – Conta Garantida	574	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso maior que 91 dias – Conta Garantida	575	www.bcb.gov.br	ST

QUADRO 2 – INFORMAÇÕES UTILIZADAS

Descrição	Série Número	Origem	conclusão
			Transação ⁽¹⁾
Saldo sem atraso – Capital de Giro	524	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 15 a 30 dias – Capital de Giro	525	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 31 a 90 dias – Capital de Giro	526	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso maior que 91 dias – Capital de Giro	527	www.bcb.gov.br	ST
Saldo sem atraso – <i>Vendor</i>	707	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 15 a 30 dias – <i>Vendor</i>	708	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 31 a 90 dias – <i>Vendor</i>	709	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso maior que 91 dias – <i>Vendor</i>	710	www.bcb.gov.br	ST
Saldo sem atraso – Desconto de Duplicatas	502	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 15 a 30 dias – Desconto de Duplicatas	503	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso de 31 a 90 dias – Desconto de Duplicatas	504	www.bcb.gov.br	ST
Saldo com atraso maior que 91 dias – Desconto de Duplicatas	505	www.bcb.gov.br	ST

FONTE: SISBACEN

(1) Indicador Econômico ou Série Temporal

Ainda segundo FORTUNA (1999, p. 131-138), as taxas de juros citadas acima representam as principais modalidades de crédito do setor bancário:

- a) conta garantida/cheques especiais – é o valor limite da conta corrente, normalmente movimentada pelos cheques emitidos pelo cliente, desde que não haja saldo disponível na conta;
- b) desconto de duplicatas – é o adiantamento de recursos ao cliente, sobre os valores apresentados em duplicatas ou notas promissórias, de forma a antecipar o fluxo de caixa do cliente. Outras modalidades de desconto também são feitas sobre os recibos de venda de cartões de crédito e de cheques pré-datados. Estas duas alternativas são uma forma criativa de adiantamento de recursos para as empresas comerciais. Os cheques pré-datados ficam em caução, garantindo o empréstimo;
- c) capital de giro – são operações tradicionais de empréstimos vinculados a um contrato específico que estabelece prazos, taxas, valores e garantias necessárias; atendem às necessidades de capital de giro das empresas;

- d) *vendedor* – é uma operação de financiamento de vendas baseada no princípio da cessão de crédito que permita a uma empresa vender sua produção à prazo e receber o pagamento à vista. Ou seja, é uma viabilidade de financiamento de venda para empresas, na qual quem controla o crédito é o vendedor do bem, mas quem paga é o comprador;
- e) crédito pessoal – é uma forma de Crédito Direto ao Consumidor (CDC), isto é, o financiamento para a aquisição de bens e serviços por seus clientes.

As informações restantes foram usadas para calcular as variáveis:

- a) custos em relação à receita (CUSTO), considerada uma medida de eficiência de cada banco, é a divisão das despesas operacionais pelas receitas operacionais;
- b) Ativo Total/PIB, *proxy* da elasticidade total da demanda por empréstimos. O Ativo Total foi calculado como sendo a soma das contas Ativo Circulante e Ativo Permanente. Outra *proxy* para a mesma variável, a capitalização do setor bancário em relação ao PIB, foi construída através do valor da capitalização para o país, divulgado pela *International Federation of Stock Exchange* (FIBV), dividida pelo PIB do respectivo ano - Bolsa/PIB. Ela mede a extensão na qual o sistema financeiro é baseado no setor bancário e em que grau outras formas de financiamento estão disponíveis no mercado;
- c) como *proxy* para a variável demanda por empréstimos, foi usada a média simples dos valores trimestrais do Índice Nacional de Expectativas do Consumidor, e do Índice de Confiança do Empresário Industrial, cujo valor varia de 0 (péssimo absoluto) a 100 (ótimo absoluto). Valores acima de 50 indicam expectativas favoráveis dos empresários. Os dois índices começaram a ser calculados a partir do 3º trimestre de 1998;
- d) para representar INADIMP foram calculados os valores de inadimplência para cada produto analisado como sendo a média anual dos saldos em atraso maior que 91 dias divididos pelo saldo total;

- e) as taxas de juros nominais representam a média do mercado e são calculadas pelo Banco Central a partir das taxas diárias das instituições financeiras ponderadas por suas respectivas concessões em cada data. A partir de taxas diárias, foram obtidas taxas médias mensais pelo critério de capitalização das taxas diárias ajustadas para um período padrão de 21 dias úteis. No caso do cheque especial, foi considerado o número de dias úteis contidos no período de 30 dias corridos. As taxas anuais foram calculadas elevando-se a média geométrica das taxas mensais a 12 (meses), e as taxas nominais utilizadas no trabalho são as médias geométricas das taxas anuais calculadas mensalmente. Essa metodologia é a adotada pelo Banco Central para a conversão de taxas de juros diárias para anuais. Finalmente, foi calculada a taxa de juros real por produto, visto que 1993 e 1994 foram marcados por altas taxas de inflação, o que inviabilizaria o uso dos valores nominais. O cálculo da inflação anual foi feito acumulando-se as taxas mensais da variação percentual mensal do IPCA, e esse valor foi usado como divisor das taxas de juros anuais.²¹ A margem foi calculada como a diferença entre as taxas de juros reais e os custos referenciais de captação, calculados a partir da taxa real dos CDB - Certificados de Depósitos Bancários, que também foi deflacionada para o período;
- f) o índice Hirschman-Herfindahl foi calculado para o ativo total dos bancos, segundo a fórmula abaixo:

$$H_A = \sum_{k=1}^K \left(\left(\frac{A_k}{\sum_{k=1}^K A_k} \right)^2 \right) * 1000 \quad (28)$$

onde A_k representa o ativo total do banco k e o número total de bancos é representado por K . O índice varia de 1000 no caso de existir uma única

²¹ ASSAF NETO, 1993, p. 125.

instituição bancária e valores próximos a zero, para um sistema com um grande número de pequenos bancos.

A maioria das informações capturadas foi usada para o cálculo de taxas, e por isso, não era necessário para a estimação do modelo da equação (25) que dados como PIB, a capitalização do mercado acionário, o ativo circulante e permanente, as despesas e receitas operacionais, e o volume de saldos de cada produto fossem atualizados. No entanto, essas informações foram corrigidas para dezembro de 2001, para a análise descritiva dos dados da amostra (ver seção 4.2.2).

Finalmente, o ideal seria ter a equação (25) estimada com informações de taxas de juros por banco, no entanto, elas são confidenciais e assim, não são disponibilizadas pelo Banco Central. As únicas taxas disponíveis são as que representam a média de mercado por produto. Por isso foram utilizadas na estimativa do modelo informações agregadas para os bancos no período de 1993 a 2001, onde cada ano representou uma observação. Assim, a amostra resultante possui 54 observações, compostas por dados agregados para nove anos e seis produtos diferentes, sendo dois deles dirigidos para pessoa física, e quatro para pessoa jurídica.

4.2.2 Análise Descritiva

O número de bancos cuja informação dos balanços é disponibilizada pelo Banco Central é variável para cada ano, principalmente por alterações de controle, liquidações e incorporações. A tabela 3 apresenta o número de bancos amostrados para cada ano na primeira coluna. Na segunda, o percentual de diminuição no número de bancos múltiplos durante o período estudado, que passou de 206 em dezembro 1993, para 149 no final de 2001. A terceira coluna traz o número de bancos existentes em 2001 que também podiam ser encontrados em pelo menos um dos anos anteriores. E na última coluna pode ser verificado o percentual de entrada de novos bancos no setor durante o mesmo período, em relação a 1993. Pode ser

visto que a entrada de 37% de novos bancos até 2001 não impediu a diminuição de 28% do setor de Bancos Múltiplos, entre 1993 e 2001.

TABELA 3 – NÚMERO DE BANCOS UTILIZADO PARA CALCULAR O ÍNDICE HERFINDAHL, POR ANO

Ano	Número de Bancos na Amostra	% de Diminuição do Setor	Número de Bancos que se mantiveram no período	% de Bancos Entrantes
1993	206	-	109	-
1994	210	(2)	115	6
1995	205	0	119	9
1996	191	7	123	13
1997	180	13	126	16
1998	174	16	131	20
1999	167	19	136	25
2000	162	21	143	31
2001	149	28	149	37

FONTE: Elaboração própria.

Já a tabela 4 mostra como esperado, uma variação positiva no índice Hirschman-Herfindahl, dada a diminuição no número de bancos. A concentração nesse setor da indústria aumentou em relação ao início da década, com parte dos bancos absorvendo os ativos daqueles que deixaram o setor. Já o Top 5, que é um índice de concentração que soma a participação no ativo total da indústria dos cinco maiores bancos, mostra um aumento até meados da década passada, depois uma queda e um novo aumento nos dois últimos anos. Esse índice tende a subestimar a concentração, pois é afetado pela entrada de novas empresas, que tendem a ser pequenas.

TABELA 4 – ÍNDICE HERFINDAHL E TOP 5 PARA OS BANCOS DA AMOSTRA

Ano	HERFINDAHL	TOP 5 ⁽¹⁾
1993	40,26	38,37
1994	40,92	37,02
1995	49,07	41,27
1996	53,09	42,39
1997	45,60	38,86
1998	41,54	37,15
1999	43,12	37,09
2000	46,50	40,18
2001	47,68	39,95
Média	45,31	39,14

FONTE: Elaboração própria.

(1) Participação dos cinco maiores bancos (por ordem decrescente do ativo) no Ativo Total do setor.

Abaixo, podem ser vistas na tabela 5, a média e o desvio-padrão, além dos mínimos e máximos para as variáveis na amostra. Todos os valores foram deflacionados pelo IPCA acumulado para dezembro de 2001.

TABELA 5 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS, 1993-2001 (R\$ MILHÕES).

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	continua Máximo
Margem (%)	60,86	42,28	0,01	172,06
Ativo Total	489.597,12	88.519,50	340.539,35	627.918,57
Despesa Administrativa	16.681,45	1.729,20	12.437,03	18.412,81
Despesa Operacional	118.015,54	57.512,39	65.183,83	250.925,97
Ativo Operacional	119.974,33	59.043,59	68.402,95	255.489,69
PIB	948.758,69	311.699,97	255.525,35	1.184.768,83
Capitalização da Bolsa de Valores	354.402,12	108.066,67	209.059,59	474.835,86
CUSTO	98,53	2,17	95,29	102,56
ATIVO/PIB	0,59	0,28	0,44	1,33
ATIVO/PIB (%)	59,03	28,35	44,09	133,27

TABELA 5 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS, 1993-2001 (R\$ MILHÕES).

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	conclusão
				Máximo
BOLSA/PIB	0,32	0,08	0,21	0,42
BOLSA/PIB (%)	32,07	8,38	21,26	42,42
ICEI	59,39	6,76	51,70	68,13
INEC	95,50	3,01	91,76	98,38
INADIMP (%)	3,17	1,87	0,60	6,24

FONTE: Elaboração própria.

O capítulo seguinte apresenta as regressões estimadas a partir dos dados apresentados acima, no software SPSS 8.0. A primeira contém 54 observações, e estimou as margens para os seis produtos reunidas numa única variável dependente, independentemente das características de cada produto, contra HERFIND, CUSTO, ICEI, INEC, ATIVO/PIB, %ATIVO/PIB, BOLSA/PIB e %BOLSA/PIB como variáveis independentes, variando por ano, e INADIMP variando por ano e produto. As regressões seguintes foram estimadas com nove observações cada uma, medindo a influência da concentração e das demais variáveis, para cada produto.

5 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO

5.1 RESULTADO DO MODELO 1: GERAL

O primeiro modelo foi estimado com todos os produtos restritos à mesma inclinação, isto é, as margens para os seis produtos foram reunidas na mesma variável explicada, independentemente das características que cada um possui. A regressão estimada por MQO indicou a presença de correlação serial, através do teste Durbin-Watson, cujo valor foi exatamente 1,0.²² Os limites d_l e d_s que determinam os intervalos para a rejeição ou não da hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos, para 5% de significância, $N = 54$ e $K = 5$ são 1,349 e 1,735. Como o teste d de Durbin-Watson é menor que d_l , há a indicação de que os erros possuem correlação positiva.

Na presença de autocorrelação, os coeficientes estimados por MQO continuam não viesados, mas não possuem variância mínima na classe dos MELNV. Com isso, a hipótese de um coeficiente ser estatisticamente nulo pode não ser rejeitada, quando deveria. Para resolver esse problema, os coeficientes foram estimados pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), cuja vantagem é a incorporação de qualquer informação adicional (neste caso a autocorrelação) diretamente no procedimento da estimativa por meio da transformação das variáveis²³. Assim, mesmo com a autocorrelação, os estimadores de MQG são MELNV, pois possuem variância mínima.

²² No intervalo $[0; d_l]$ pode-se rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação positiva dos resíduos; e entre $[4 - d_l; 4]$, rejeita-se a de ausência de autocorrelação negativa. Entre $[d_s; 4 - d_s]$, a hipótese de correlação nula não é rejeitada; e entre $[d_l; d_s]$ e $[4 - d_s; 4 - d_l]$, não se pode tomar decisão alguma (GUJARATI, 2000, p. 422).

²³ Para isso, todas as variáveis são multiplicadas pelo estimador da correlação

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n e_t e_{t-1}}{\sum_{t=2}^n e_t^2}, \text{ que também é o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem, gerando a equação}$$

transformada $Y_t - \hat{\rho}Y_{t-1} = b_1(1 - \hat{\rho}) + b_2(X_{it} - \hat{\rho}X_{it-1}) + \mu_t$. Esse procedimento deve ser repetido até que haja convergência do valor estimado de $\hat{\rho}$ para próximo de zero (DIAZ, 2000, p. 117).

Os resultados de MQO foram suprimidos, e a tabela 6 apresenta o resultado para a regressão estimada por MQG, usando os logaritmos das variáveis dependente e independentes. Como já foi explicado no capítulo anterior, o modelo interessa-se por descobrir se a concentração eleva as taxas de juros para empréstimos, através de um comportamento anti-competitivo por parte dos bancos, portanto a relação entre a margem de juros e a concentração deve ser positiva, isto é se $\beta_1 > 0$, a hipótese de *structure conduct performance* não pode ser rejeitada. Caso contrário, se $\beta_1 \leq 0$ e $\beta_3 > 0$, a hipótese SCP é rejeitada em função da hipótese de *efficient performance*, pela qual a concentração aumenta a eficiência bancária através de um tamanho ótimo dos bancos.

TABELA 6 – RESULTADO DA REGRESSÃO

Modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	FIV
1	(Constante)	95,320	35,126	2,714	,009		
	HERFIND	-9,913	2,825	-3,509	,001	,476	2,102
	CUSTO	-11,887	6,289	-1,890	,065	,596	1,678
	BOLSA/PIB	-1,354	,458	-2,958	,005	,395	2,534
	ICEI	-,556	,150	-3,697	,001	,421	2,377
	INADIMP	1,486	,410	3,628	,001	,671	1,489

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: MARGEM

A tabela 6 mostra que há uma relação inversa entre concentração e margens, como pode ser visto pelo valor do coeficiente do Índice Hirschman-Hirfindahl (HERFIND) que é negativo. Esse resultado rejeita a hipótese SCP. No entanto, antes da hipótese EP ser aceita, um olhar mais cuidadoso sobre o coeficiente que representa a relação entre eficiência e margem (CUSTO) revela que ele também é negativo, com 10% de significância. Para que esta hipótese não fosse rejeitada, o coeficiente de CUSTO deveria ser positivo, pois o tamanho mais eficiente da indústria estaria se refletindo na queda das margens de juros. A capitalização do mercado monetário (BOLSA/PIB) mostrou-se significativa ao nível de 1%, exercendo uma influência negativa sobre a taxa de juros como era esperado, sugerindo que quanto mais desenvolvido o mercado acionário, maior a competição dos bancos com outras fontes de recursos. O Índice de Confiança do Empresário

Industrial (ICEI) apesar de significativa (ao nível de 1%), contrariou o esperado: que quanto maior a confiança dos empresários, maior a demanda por empréstimos e maiores as taxas de juros. A taxa de inadimplência (INADIMP) também seguiu o padrão esperado pelo estudo, isto é, apresentou uma relação positiva com a margem das taxas de juros.

A variável %BOLSA/PIB apresentou o sinal trocado em relação à margem, e a taxa ATIVO/PIB não revelou-se significativa, por isso ambas foram excluídas do modelo. Também foram excluídas %ATIVO/PIB e INEC, o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor, pois ambas apresentaram colinearidade, testada através do FIV (Fator Inflação de Variância).²⁴ Os valores encontrados para as duas variáveis foram próximos do infinito, indicando a presença de correlação perfeita entre estas e outra (outras) variável independente. Os valores próximos de dois para os demais coeficientes constantes do modelo 1, mostra que há multicolinearidade imperfeita entre as variáveis explicativas, que no entanto não altera os resultados obtidos, pois a multicolinearidade não viola nenhuma hipótese de regressão. Os estimadores serão não viesados e consistentes e seus erros-padrão serão corretamente estimados. O único efeito da multicolinearidade é dificultar a obtenção de estimativas de coeficientes com pequeno erro padrão, o que diminui a sua significância, calculada através do teste *t*. Mas ter um número pequeno de observações também tem esse efeito. (GUJARATI, 2000, p. 324-326). Como o FIV é o recíproco da Tolerância, esta estatística não será analisada.

Para investigar esses resultados, a tabela 7 mostra os coeficientes da correlação de Pearson para as variáveis independentes, indicando se existe, e qual o grau de associação entre elas.

²⁴ O FIV mede a velocidade com que as variâncias e covariâncias dos estimadores aumentam na presença de multicolinearidade (GUJARATI, 2000, p. 326). À medida que a correlação entre as variáveis independentes aumenta em direção a 1 (multicolinearidade perfeita), o FIV se aproxima do infinito. Caso não haja nenhuma correlação entre as variáveis, o valor do FIV será 1.

TABELA 7 – CORRELAÇÃO DE PEARSON

	VARIÁVEL	HERFIND	CUSTO	ATIVO / PIB	%ATIVO / PIB	BOLSA / PIB	%BOLSA / PIB	ICEI	INEC	INA DIMP
Pearson	HERFIND	1,000	-,082	-,475	-,480	-,602	,632	-,108	-,119	,198
Sig.		,	,557	,000	,000	,000	,000	,436	,393	,151
Pearson	CUSTO	-,082	1,000	-,121	-,123	-,304	,404	,112	,109	-,019
Sig.		,557	,	,385	,375	,025	,002	,421	,434	,889
Pearson	ATIVO/PIB	-,475	-,121	1,000	1,000	,753	-,800	-,419	-,422	-,096
Sig.		,000	,385	,	,000	,000	,000	,002	,001	,492
Pearson	%ATIVO/PIB	-,480	-,123	1,000	1,000	,756	-,804	-,423	-,426	-,103
Sig.		,000	,375	,000	,	,000	,000	,001	,001	,458
Pearson	BOLSA/PIB	-,602	-,304	,753	,756	1,000	-,831	-,277	-,288	-,039
Sig.		,000	,025	,000	,000	,	,000	,042	,035	,780
Pearson	%BOLSA/PIB	,632	,404	-,800	-,804	-,831	1,000	,529	,526	,270
Sig.		,000	,002	,000	,000	,000	,	,000	,000	,048
Pearson	ICEI	-,108	,112	-,419	-,423	-,277	,529	1,000	,999	,466
Sig.		,436	,421	,002	,001	,042	,000	,	,000	,000
Pearson	INEC	-,119	,109	-,422	-,426	-,288	,526	,999	1,000	,453
Sig.		,393	,434	,001	,001	,035	,000	,000	,	,001
Pearson	INADIMP	,198	-,019	-,096	-,103	-,039	,270	,466	,453	1,000
Sig.		,151	,889	,492	,458	,780	,048	,000	,001	,

FONTE: Elaboração própria.

A tabela acima mostra os coeficientes de correlação para todas as variáveis independentes na 1ª linha, e a significância do coeficiente na 2ª linha. Valores para a significância abaixo de 0,05 indicam a existência de forte correlação entre as variáveis. A diagonal principal apresenta a correlação de cada variável contra ela mesma, e por isso é sempre 1 ou 100%.

As *proxies* para a substitutibilidade do setor bancário, ATIVO/PIB e BOLSA/PIB, e também seus percentuais, aparecem correlacionadas entre si, o que não parece ser surpresa pois variam somente no numerador. Apresentam correlação também com o índice Hirschman-Herfindahl, ao nível de 1% de significância, e com os Índices de Confiança para o Empresário Industrial e para o Consumidor, em níveis que variam de 1% a 5% de significância. Por fim, %BOLSA/PIB apresenta uma correlação fraca (27%) com a variável de inadimplência (INADIMP); e INEC e

ICEI apresentam uma forte correlação entre si (99%) ao nível de 1% de significância, mostrando que somente uma delas deve ser adicionada a cada regressão.

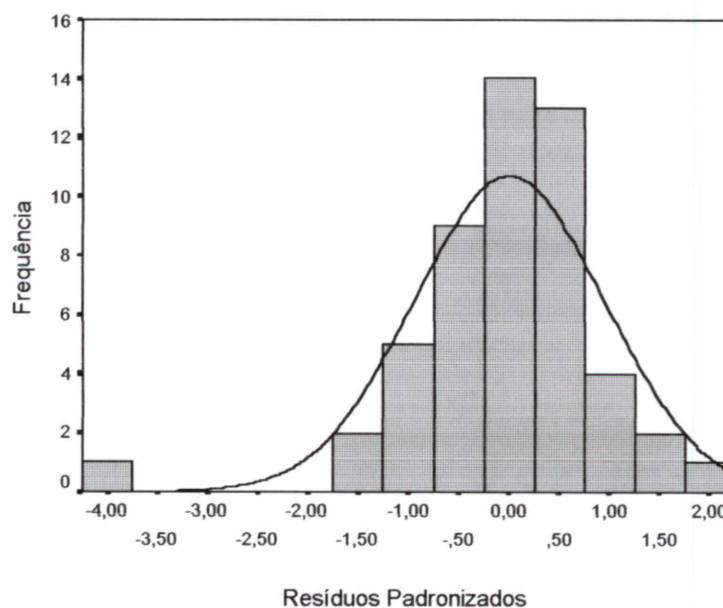
Considerando as variáveis mais significantes para o modelo, o coeficiente de determinação da regressão, R^2 , isto é, a variação da variável dependente explicada pela variação das independentes, foi de 33%, enquanto que a mesma estatística ajustada para seis graus de liberdade (número de parâmetros estimados), foi de 26%. O resultado do teste Durbin-Watson ($d = 2$) agora ficou dentro do novo intervalo [1,806;2,194], não rejeitando a hipótese nula de inexistência de correlação, para $N = 51$, $k = 5$ e 5% de significância.

Por último, o gráfico da distribuição dos resíduos padronizados²⁵ mostra que eles se distribuem normalmente, com média zero (Figura 5). Além disso, o teste geral de heterocedasticidade de White²⁶ demonstrou que não há heterocedasticidade nos resíduos. Com isso, os estimadores são MELNV, pois além de não viesados, são eficientes, e também obedecem a distribuições de probabilidade conhecidas. “Os coeficientes do intercepto e das inclinações se distribuem eles próprios normalmente, e o estimador da variância de “e” ($=\sigma^2$) se relaciona com a distribuição qui-quadrado” (GUJARATI, 2000, p. 100).

²⁵ Os resíduos padronizados representam cada resíduo dividido pelo seu desvio padrão.

²⁶ Sob a hipótese nula de homocedasticidade, pode-se mostrar que o tamanho da amostra n multiplicado pelo R^2 obtido da regressão auxiliar $\hat{e}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + \nu_i$ segue assintoticamente a distribuição χ^2 com o número de graus de liberdade dado pelo número de regressores na regressão auxiliar (exceto o intercepto). A regressão auxiliar foi feita com 51 observações e 9 regressores, e o valor do teste foi de 13,97. O valor de χ^2 crítico a 5% de significância e 9 g.l. é 16,92.

FIGURA 5 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 1)



FONTE: Elaboração própria.

5.2 RESULTADO DO MODELO: CHEQUE ESPECIAL

Nos modelos dois a treze, os efeitos da concentração sobre as taxas de juros foram desagregados para seis modalidades de empréstimos: cheque especial, crédito pessoal, conta garantida, capital de giro, *vendedor* e desconto de duplicata, com os coeficientes estimados por MQO. Na maioria dos casos, as variáveis independentes que se mostraram mais significantes foram o Índice Hirschman-Herfindahl (HERFIND), a taxa custo por receita (CUSTO), a capitalização do mercado de ações (BOLSA/PIB) e o Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI). No entanto, o baixo número de observações ($N = 9$) pode ter afetado os resultados encontrados, como explicado na seção anterior.

Para o cheque especial, a matriz de correlação mostrou que as variáveis que medem a substitutibilidade do setor bancário apresentam-se correlacionadas entre si, como no modelo anterior.²⁷ Nenhuma outra variável apresentou correlação, com exceção de BOLSA/PIB e HERFIND. Por isso, foram geradas duas regressões para o mesmo modelo: a primeira na tabela 8, com a variável BOLSA/PIB, que foi única

²⁷ Ver Apêndice 1.

significante e apresentou o sinal esperado. Nessa, a concentração parece não exercer influência sobre as taxas de juros, não sendo estatisticamente significativa. Em lugar do Índice de Confiança do Empresário Industrial foi usado o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC), que é mais corretamente associado aos produtos de pessoa física.

TABELA 8 – RESULTADO DO MODELO 2: INCLUSÃO DE BOLSA/PIB

modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	FIV
1	(Constant)	14,459	9,259	1,562	,193		
	HERFIND	-,517	,558	-,926	,407	,478	2,093
	CUSTO	-1,717	1,813	-,947	,397	,793	1,261
	BOLSA/PIB	-,310	,096	-3,222	,032	,411	2,435
	INEC	-2,558E-02	,017	-1,533	,200	,770	1,299

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CHEQUE ESPECIAL

Na segunda regressão, BOLSA/PIB foi substituída pela taxa de inadimplência (IN_CHEQUE). Agora, todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, mas fracamente significantes, principalmente CUSTO. A *proxy* para concentração, HERFIND, apresentou-se positivamente relacionada com a variável dependente com 20% de significância. O coeficiente da variável CUSTO apesar de positivo é estatisticamente insignificante. Portanto, o modelo apresentado na tabela 9 oferece evidências para a não rejeição da hipótese SCP, isto é, a maior concentração eleva a margem de juros para o cheque especial, através de coalizões entre os bancos, dentro da amostra de bancos múltiplos analisados entre 1993 e 2001.

O teste Durbin-Watson resultou na primeira regressão em 1,801, e na segunda em 2,435. Os limites para $N = 9$ e $K = 4$ são de 0,296 e 2,588, com 5% de significância. Assim a região de rejeição da hipótese de existência de correlação entre os resíduos é $[1,412; 2,588]$, indicando que os erros não estão correlacionados. A explicação total da regressão (R^2) foi de 46% para o modelo 3, e o gráfico de distribuição dos resíduos mostra que eles se distribuem assimetricamente à

esquerda²⁸. O valor do VIF $\cong 2$ para INEC e IN_CHEQ indicam que eles possuem uma relação linear imperfeita com outra variável explicativa, e o teste de White de 3,321 indicou que não há heterocedasticidade para 5% de significância e 5 gl ($\chi^2 = 11,0705$).

TABELA 9 – RESULTADO DO MODELO 3: INCLUSÃO DE IN_CHEQUE

modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	-1,333	12,254	-,109	,919		
	HERFIND	1,128	,675	1,670	,170	,822	1,217
	CUSTO	,407	2,605	,156	,883	,967	1,035
	INEC	2,509E-02	,031	,816	,460	,571	1,752
	IN_CHEQUE	-,146	,111	-1,311	,260	,544	1,838

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CHEQUE ESPECIAL

5.3 RESULTADO DO MODELO: CRÉDITO PESSOAL

No modelo 4, para crédito pessoal, as variáveis mostraram-se significantes a 5% e 10%, (CUSTO é significativa somente a 20%), mas com sinais trocados, com exceção novamente de BOLSA/PIB (tabela 10). Quando substituímos esta pelo índice de inadimplência (IN_CREDITO), somente ela aparece com o sinal trocado, mas todas as variáveis perdem a significância (tabela 11).

TABELA 10 – RESULTADO DO MODELO 4: INCLUSÃO DE BOLSA/PIB

modelo	Coeficientes	Coeficientes		T	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	41,432	19,062	2,174	,095		
	HERFIND	-2,759	1,150	-2,400	,074	,478	2,093
	CUSTO	-5,894	3,733	-1,579	,190	,793	1,261
	BOLSA/PIB	-,728	,198	-3,669	,021	,411	2,435
	INEC	-,130	,034	-3,774	,020	,770	1,299

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CRÉDITO PESSOAL

²⁸ Ver Apêndice 2 para todos os gráficos de distribuição de resíduos.

Assim, os resultados apresentados na tabela 10 indicam que a concentração exerce um efeito negativo sobre as taxas de juros desse produto, rejeitando a hipótese de SCP. A explicação do modelo é de 83%, e o valor da estatística Durbin-Watson é 2,014. Considerando o mesmo intervalo para a região de rejeição de existência de correlação entre os resíduos, pode-se dizer que os erros nesse modelo também não são correlacionados, contudo não apresentam uma distribuição normal. O valor do VIF $\cong 2$ para HERFIND e BOLSA/PIB não prejudicaram sua significância. O valor do teste de White de 7,614 é menor que o valor crítico do χ^2 para 6 gl e 5% de significância de 12,591, indicando a não existência de heterocedasticidade.

TABELA 11 – RESULTADO DO MODELO 5: INCLUSÃO DE IN_CRED

modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	3,350	24,023	,139	,896		
	HERFIND	1,302	1,329	,979	,383	,817	1,225
	CUSTO	-,850	5,094	-,167	,876	,973	1,027
	INEC	4,505E-03	,061	,074	,945	,558	1,793
	IN_CRÉD	-,405	,212	-1,909	,129	,532	1,878

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CRÉDITO PESSOAL

5.4 RESULTADO DO MODELO: CONTA GARANTIDA

O modelo 6 estimado para o produto conta garantida apresentou como resultado uma relação negativa entre concentração e margem, no entanto, o seu coeficiente é insignificante. Assim como HERFIND, o coeficiente de CUSTO também foi negativo e estatisticamente insignificante.

A partir desse modelo, o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC) foi substituído pelo Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI), pois as margens analisadas são de produtos dirigidos à pessoa jurídica. O único coeficiente estimado com o sinal esperado foi BOLSA/PIB, significativo ao nível de 15%.

TABELA 12 – RESULTADO DO MODELO 6: INCLUSÃO DE BOLSA/PIB

modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	50,516	49,216	1,026	,363		
	HERFIND	-1,516	2,946	-,515	,634	,490	2,042
	CUSTO	-9,083	9,661	-,940	,400	,796	1,256
	BOLSA/PIB	-1,004	,507	-1,982	,119	,423	2,366
	ICEI	-,138	,098	-1,410	,231	,794	1,259

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CONTA GARANTIDA

A substituição de BOLSA/PIB pela taxa de inadimplência para o produto (IN_CGAR) no modelo apresentado na tabela 13 resultou num coeficiente positivo, mas ainda insignificante para HERFIND. Os coeficientes do índice de confiança do empresário industrial (ICEI), e de IN_CGAR foram estimados com o sinal esperado, mas resultaram insignificantes. A variável CUSTO novamente não se mostrou significativa.

TABELA 13 – RESULTADO DO MODELO 7: INCLUSÃO DE IN_CGAR

modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	1,363	51,821	,026	,980		
	HERFIND	3,746	2,827	1,325	,256	,835	1,198
	CUSTO	-2,578	11,044	-,233	,827	,957	1,045
	ICEI	3,983E-02	,144	,277	,795	,580	1,723
	IN_CGAR	-1,606	1,568	-1,024	,364	,552	1,812

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CONTA GARANTIDA

Apesar da baixa significância dos coeficientes, os valores da estatística VIF foram baixas para ambas as regressões, principalmente no modelo 7 em que todos ficaram abaixo de 2. Os resíduos distribuem-se normalmente com média zero e o valor da estatística Durbin-Watson foi de 2,099, rejeitando portanto a hipótese de que eles sejam correlacionados. O teste de White apresentou o valor de 4,977, menor que o valor crítico do teste para 6 gl e 5% de significância, e portanto, os resíduos se distribuem homogeneamente.

5.5 RESULTADO DO MODELO: CAPITAL DE GIRO

No oitavo modelo, a concentração apresentou uma relação negativa com a margem para o produto capital de giro, significativa ao nível de 15%. Novamente BOLSA/PIB mostrou-se significativa a 10% e com o sinal esperado, e ICEI apesar de significativa (5%) teve o sinal trocado.

TABELA 14 – RESULTADO DO MODELO 8: INCLUSÃO DE BOLSA/PIB

Modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	61,758	44,775	1,379	,240		
	HERFIND	-5,422	2,680	-2,023	,113	,490	2,042
	CUSTO	-8,325	8,790	-,947	,397	,796	1,256
	BOLSA/PIB	-1,084	,461	-2,351	,078	,423	2,366
	ICEI	-,296	,089	-3,320	,029	,794	1,259

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CAPITAL DE GIRO

Com a substituição de BOLSA/PIB pela taxa de inadimplência (IN_CGIRO), todos os coeficientes estimados foram insignificantes, e tiveram os sinais invertidos (tabela 15).

TABELA 15 – RESULTADO DO MODELO 9: INCLUSÃO DE IN_CCIRO

modelo	Coeficientes	Coeficientes		t	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	1,966	41,836	,047	,965		
	HERFIND	,842	2,308	,365	,734	,820	1,219
	CUSTO	-,323	8,837	-,037	,973	,979	1,021
	ICEI	-4,968E-02	,121	-,411	,702	,536	1,864
	IN_CGIRO	-,794	,415	-1,914	,128	,513	1,950

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: CAPITAL DE GIRO

Portanto, o resultado da regressão apresentada na tabela 14 aponta também para a rejeição da hipótese SCP para capital de giro. O valor do teste Durbin-Watson foi 1,720, dentro do intervalo de rejeição da hipótese de existência de erros

correlacionados. No entanto, os resíduos não possuem uma distribuição normal. Apesar do valor do VIF $\cong 2$ para HERFIND e BOLSA/PIB, a presença de colinearidade não tornou os coeficientes insignificantes. O teste de White apresentou o valor de 6,957 e o χ^2 para 7 gl e 5% de significância é de 14,067, demonstrando não haver heterocedasticidade entre os resíduos.

5.6 RESULTADO DO MODELO: *VENDOR*

O modelo 10 estimado para *vendedor* também indica a rejeição da hipótese de SCP, com o coeficiente para HERFIND significativo ao nível de 10%. O coeficiente de ICEI apesar de significativo, novamente não apresentou o sinal esperado, e BOLSA/PIB desta vez não foi significativo.

TABELA 16 – RESULTADO DO MODELO 10: INCLUSÃO DE BOLSA/PIB

Modelo	Coeficientes	Coeficientes		T	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	196,097	177,871	1,102	,332		
	HERFIND	-24,526	10,646	-2,304	,083	,490	2,042
	CUSTO	-22,234	34,917	-,637	,559	,796	1,256
	BOLSA/PIB	-2,998	1,832	-1,637	,177	,423	2,366
	ICEI	-1,096	,354	-3,094	,036	,794	1,259

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: *VENDOR*

A baixa significância da capitalização no setor acionário foi mais um motivo para a sua substituição pela taxa de inadimplência do produto (IN_VENDOR). No modelo apresentado na tabela 17, o coeficiente da variável HERFIND continuou negativo, apesar de perder a significância. Os coeficientes de CUSTO e ICEI também foram pouco significantes, além de terem os sinais invertidos em relação ao esperado. O único significativo foi o coeficiente para a taxa de inadimplência (IN_VENDOR), que apresentou uma relação positiva com a margem com 1% de significância.

TABELA 17 – RESULTADO DO MODELO 11: INCLUSÃO DE IN_VENDOR

modelo	Coeficientes	Coeficientes		T	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	84,191	71,683	1,174	,305		
	HERFIND	-5,665	3,809	-1,487	,211	,870	1,149
	CUSTO	-13,030	15,312	-,851	,443	,942	1,062
	ICEI	-,316	,185	-1,711	,162	,663	1,509
	IN_VENDOR	12,081	2,399	5,036	,007	,630	1,587

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: VENDOR

Portanto, os dois modelos estimados para *vendedor* rejeitam a hipótese de SCP, isto é, que a maior concentração eleva as margens de juros do produto, cobradas pelos bancos. No modelo 10, o valor do teste Durbin-Watson foi 1,672, rejeitando a hipótese de autocorrelação dos resíduos, que se distribuem normalmente. Apesar do valor do $VIF \cong 2$ para HERFIND, a presença de colinearidade entre esta e outras variáveis independentes não tornou o coeficiente insignificante. O resultado do teste de White foi de 7,245, indicando a inexistência de heterocedasticidade quando comparado ao valor crítico do teste para 7 gl e 5% de significância.

5.7 RESULTADO DO MODELO: DESCONTO DE DUPLICATA

Para desconto de duplicata, o coeficiente do índice Hirschman-Herfindahl foi uma vez mais negativo, com 15% de significância. Os coeficientes de BOLSA/PIB e ICEI mostraram-se significantes ao nível de 10% e 5% respectivamente, sendo que de ambas somente BOLSA/PIB teve o sinal esperado.

TABELA 18 – RESULTADO DO MODELO 12: INCLUSÃO DE BOLSA/PIB

modelo	Coeficientes	Coeficientes		T	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	45,656	28,571	1,598	,185		
	HERFIND	-3,539	1,710	-2,070	,107	,490	2,042
	CUSTO	-6,278	5,609	-1,119	,326	,796	1,256
	BOLSA/PIB	-,766	,294	-2,604	,060	,423	2,366
	ICEI	-,193	,057	-3,397	,027	,794	1,259

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: DESCONTO DE DUPLICATA

Substituindo BOLSA/PIB por IN_DESC, o coeficiente de HERFIND apresentou uma relação positiva insignificante com a margem. Os demais coeficientes mostraram-se com os sinais invertidos e insignificantes também, com exceção de IN_DESC significativa ao nível de 10%.

TABELA 19 – RESULTADO DO MODELO 13: INCLUSÃO DE IN_DESC

modelo	Coeficientes	Coeficientes		T	Sig.	Estatísticas de Colinearidade	
		B	Desvio Padrão			Tolerância	VIF
1	(Constant)	5,442	25,837	,211	,843		
	HERFIND	,960	1,428	,672	,538	,818	1,223
	CUSTO	-1,128	5,476	-,206	,847	,973	1,027
	ICEI	-1,424E-02	,075	-,191	,858	,537	1,861
	IN_DESC	-,850	,371	-2,292	,084	,513	1,951

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: Variável Dependente: DESCONTO DE DUPLICATA

Como nos demais produtos para pessoa jurídica, os resultados do modelo 12 (tabela 18) indicam que a concentração não exerce uma influência positiva sobre a margem de juros, rejeitando a hipótese de SCP. No entanto, o coeficiente para CUSTO continuou sendo estimado com o sinal inverso e é insignificante na determinação da margem de juros para desconto de duplicata. A estatística Durbin-Watson foi de 1,745, rejeitando a hipótese de existência de resíduos correlacionados, no entanto eles não se distribuem normalmente. Apesar do valor do $VIF \cong 2$ para HERFIND e BOLSA/PIB, a presença de colinearidade entre as variáveis independentes não tornou os coeficientes insignificantes. O teste de White foi de

7,623 e o χ^2 para 7 gl e 5% de significância é de 14,067, indicando a inexistência de heterocedasticidade nos resíduos.

5.8 ANÁLISE FINAL

Alguns dos resultados apurados nesse trabalho vão de encontro às conclusões do *paper* de CORVOISIER e GROPP (2001), utilizado como base para esse trabalho. A primeira diferença entre ambos está no setor da indústria bancária estudado. Esse trabalho analisou apenas o segmento de bancos múltiplos no Brasil, de 1993 a 2001, enquanto o europeu estudou o setor bancário de todos os países da comunidade européia, exceto Luxemburgo, para o período de 1993-1999.

O primeiro modelo calculado para o setor de bancos múltiplos brasileiro (tabela 6), mostrou que a concentração está inversamente relacionada com a margem de juros para os produtos analisados: conta corrente, crédito pessoal, conta garantida, capital de giro, *vendor* e desconto de duplicada, com um coeficiente de - 9.91 significativo ao nível de 1%, rejeitando a hipótese de que o setor poderia estar usando seu poder de mercado ou fazendo coalizões para elevar as taxas de juros cobradas por empréstimos. Na sua primeira regressão estimada, também com a mesma inclinação para todos os produtos, CORVOISIER e GROPP (2001) encontraram um efeito positivo fraco da concentração, também representada pelo índice Hirschman-Herfindahl, sobre a margem da taxa de juros. O coeficiente foi de 0,0014, significativo ao nível de 15%.

Assim como para CORVOISIER e GROPP (2001), a variável que representa a capitalização do mercado acionário mostrou-se significativa e com o sinal esperado, no entanto, isso não se repetiu com a *proxy* para o tamanho do setor bancário em relação à economia (ATIVO/PIB), que foi estimada com o sinal trocado em todas as regressões. Outra semelhança foi que a variável CUSTO, *proxy* para a eficiência dos bancos não foi significativa em nenhuma regressão (com exceção do modelo 1). Uma possível causa identificada por aqueles autores são os erros cometidos pelos bancos já que se trata de uma conta de seus balanços.

Quando os produtos são analisados separadamente, as regressões para a conta corrente e conta garantida mostram uma relação positiva fraca entre concentração e margem de juros. Os resultados para crédito pessoal, capital de giro,

vendedor e desconto de duplicata não sustentam a defesa da hipótese de SCP. Quando CORVOISIER e GROPP (2001) estimam uma regressão para cada produto, os coeficientes da *proxy* para concentração foram significativamente positivos para três dos quatro tipos de empréstimos. Entre os depósitos, foram encontrados coeficientes negativos e significantes para poupança e renda fixa (a exceção foi a conta corrente), demonstrando que quanto mais concentrado o mercado, mais competitivos os seus preços, isto é, menores suas margens de juros. A rejeição da hipótese de SCP no mercado de depósitos sugeriu aos autores que a maior concentração resultou em uma estrutura mais eficiente da indústria para poupança e renda fixa, apoiando a defesa da hipótese de *efficient performance*. Contudo, qualquer redução das margens em consequência de menores custos alcançados pela indústria deveria ter sido capturada pela variável que representava o custo em relação à receita, que não foi significativa em qualquer das especificações. Conseqüentemente, os autores concluíram que o Índice Hirschman-Herfindahl seria de fato uma *proxy* para um aumento não observado da contestabilidade do mercado bancário europeu, que ocorreu em função, por exemplo, da introdução do euro. Para PAULA (2002, p. 12), a adoção da moeda única no mercado europeu aumentou a competição entre as instituições financeiras, através da redução das barreiras à entrada e da diminuição do risco cambial (devido à redução nos custos de conversão de moeda), reduzindo os custos para os consumidores comprarem serviços das instituições estrangeiras. Ele ainda adiciona mais uma explicação para o aumento de contestabilidade ocorrido nos países da União Européia (UE):

países em que predominavam sistemas financeiros segmentados, novas instituições financeiras (instituições de poupança) e não financeiras (lojas de varejo e firmas de cartão de crédito) entraram no mercado de crédito comercial. Além disso, investidores institucionais tem competido com bancos para atrair as poupanças financeiras de firmas e famílias. Conseqüentemente, o mercado bancário está se tornando crescentemente contestável uma vez que o grau de competição neste mercado está aumentando, diminuindo assim as vantagens de custo que os bancos tinham em adquirir fundos. (PAULA, 2002, p. 6).

Portanto, CORVOISIER e GROPP (2001) concluíram que a maior concentração no mercado de empréstimos e conta corrente pode estar associada a um comportamento de coalizão entre os bancos, elevando as taxas de juros cobradas para esses produtos, não rejeitando a hipótese de SCP; e que nenhuma

evidência desse comportamento foi encontrada para os mercados de poupança e renda fixa.

Ao contrário do trabalho europeu, a conclusão desse estudo aponta para a rejeição da hipótese de *structure conduct performance*, isto é, apesar da ocorrência de um movimento de concentração, o segmento de bancos múltiplos brasileiros apresenta numa perspectiva de longo prazo, margens de juros descendentes, especialmente a partir de 1998, após a brusca alta das taxas de juros sofrida em razão da desvalorização cambial de janeiro daquele ano.²⁹ Essa tendência já foi observada por PAULA (2002, p. 14) para os países da UE que pode ser lida no trecho abaixo:

A concentração de mercado tem aumentado na maioria dos países europeus e nos sistemas bancários dos países menores a participação dos cinco maiores bancos no setor tipicamente excede 50% do total de ativos, empréstimos e depósitos (...). Existe um declínio das margens líquidas de juros, em virtualmente todos os sistemas bancários dos países da UE, possivelmente como resultado de pressões competitivas crescentes sobre o setor bancário. A desregulamentação dos serviços da indústria bancária na região desde 1986 tem aumentado consideravelmente a competição no setor bancário e reduzido a atividade relacionada à intermediação financeira tradicional como a principal fonte de receita dos bancos. Conseqüentemente, os bancos têm de forma crescente focado sua atenção no aumento das receitas não financeiras como fonte de rendimentos ...

Outras características observadas por PAULA (2002, p. 13-15) para o setor bancário europeu foram:

- a) a queda do número de instituições depositárias (bancos comerciais, instituições de poupança e vários tipos de bancos mútuos e cooperativos) ao mesmo tempo em que o tamanho médio destas instituições tem crescido, aumentando a concentração bancária na maioria dos países. A redução no número de instituições de crédito pode ser atribuída à fusões e incorporações, embora outras formas de saída de mercado, tais como liquidações, podem também ter contribuído para esse declínio;
- b) diminuição das despesas com pessoal em todos os países, e;
- c) diminuição da rede de agências.

²⁹ Ver Apêndice 8.

No Brasil, a transferência de ativos, e as fusões entre instituições bancárias ocorridas na última década, fornecem uma indicação da alta concentração da indústria, confirmada pelos valores do índice de concentração calculados para os anos de 1993 a 2001: os cinco maiores bancos brasileiros detêm cerca de 50% do total dos ativos, e quando observa-se os vinte primeiros, este número sobe para mais de 70% (tabela 20).

TABELA 20 – PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL DOS 5, 10 E 20 MAIORES BANCOS E CEF, DE 1993 A 2001

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
5 MAIORES	52,55	50,03	51,23	48,7	50,18	50,53	50,67	50,2	47,94
10 MAIORES	65,76	62,96	64,38	60,1	61,27	62,68	62,7	64,1	62,38
20 MAIORES	76,26	75,77	75,7	72,03	75,88	75,44	76,51	78,23	77,32

FONTE: BACEN - Evolução do Sistema Financeiro Nacional

Relatório Anual, 1999, quadro 24

Relatório Anual, 2001, quadro 22

NOTA: Participação nos ativos totais do grupo

O número de sedes e agências bancárias teve um aumento significativo no Brasil de 1970 a 1994. Em dezembro de 1970, existiam 1.450 instituições bancárias em funcionamento, com 9.436 agências no país. Dez anos depois, o número de bancos subiu para 1.544 e o de agências para 14.736. Esse crescimento continuou ocorrendo no início da década de noventa e em junho de 1994, quando funcionavam no país 1.921 instituições com 18.876 agências. A partir do Plano Real, observou-se uma diminuição no número de agências, apesar do aumento no número de bancos: 2.046 contando com 17.820 agências. Já no setor de bancos múltiplos ocorreu o inverso. Enquanto o número de instituições diminuiu 27% em relação a 1994, o número de agências aumentou 32%.³⁰ A explicação está no número de liquidações, fusões e aquisições que houve no período.

Desde o início do Plano Real, 56 bancos foram submetidos pelo Banco Central a regimes especiais³¹: a intervenção, a administração especial temporária e a liquidação extrajudicial. Com a intervenção, o Banco Central nomeia o interventor,

³⁰ Ver Anexo 2.

³¹ Ver Anexo 3.

que assume a gestão direta da instituição, suspendendo as suas atividades normais e destituindo os respectivos dirigentes. A intervenção é uma medida administrativa de caráter cautelar que objetiva evitar o agravamento das irregularidades cometidas ou da situação de risco patrimonial capaz de prejudicar os seus credores. Tem duração limitada no tempo e pode ser seguida da retomada das atividades normais da instituição, da decretação da sua liquidação extrajudicial ou da sua falência. Do total citado acima, 7 bancos sofreram intervenção de 1994 a 2001, sendo que somente um teve suas operações encerradas até dezembro de 2001.

A administração especial temporária (RAET) é uma espécie de intervenção que não interrompe e nem suspende as atividades normais da empresa, sendo seu principal efeito a perda do mandato dos dirigentes da instituição e sua substituição por um conselho diretor nomeado pelo Banco Central, com amplos poderes de gestão. Também tem duração limitada no tempo e objetiva principalmente a adoção de medidas visando a retomada das atividades normais da instituição. Quando isso não é possível, pode vir a ser transformada em intervenção ou liquidação extrajudicial. Durante os anos de 1994-2001, 8 instituições bancárias estiveram sob administrações especiais, das quais 4 foram encerradas.

E finalmente a liquidação extrajudicial é a medida mais grave e definitiva. Destina-se a promover a extinção da empresa quando ocorrem indícios de insolvência irrecuperável ou quando cometidas infrações às normas que regulam a atividade da instituição. Objetiva promover a venda dos ativos existentes para pagamento dos credores, com devolução de eventual sobra aos controladores ou sua responsabilização pelo passivo a descoberto. A maior parte, isto é, 41 instituições tiveram sua liquidação extrajudicial decretada entre 1994 e 2001, das quais 26 tiveram suas operações encerradas até dezembro de 2001.

A estratégia da maior parte dos bancos que assumiram o controle de outros, foi de absorver suas agências para consolidar suas posições no mercado. No entanto, para cobrir as despesas com uma grande rede de agências, a tabela 21 mostra que a relação tarifas/despesas operacionais cresceu 345% entre 1993 e 1998. A tabela 22 apresenta também as tarifas como percentual das receitas operacionais e mostra o peso que aquelas adquiriram para os bancos brasileiros: a relação aumentou mais de 1200% no mesmo período.

TABELA 21 – EVOLUÇÃO DA RELAÇÃO TARIFAS BANCÁRIAS DIVIDIDAS PELAS DESPESAS OPERACIONAIS, DE 1993 A 1998

ANO	dez/93	dez/94	dez/95	dez/96	dez/97	dez/98
TAXA	6,07	13,32	18,35	20,49	23,94	27,03
%	-	119	202	238	294	345

FONTE: BACEN - Evolução do Sistema Financeiro Nacional
Relatório Anual, 1998, quadro 30

TABELA 22 – EVOLUÇÃO DA RELAÇÃO TARIFAS BANCÁRIAS DIVIDIDAS PELAS RECEITAS OPERACIONAIS, DE 1993 A 1998

ANO	dez/93	dez/94	dez/95	dez/96	dez/97	dez/98
TAXA	0,46	2,41	3,91	5,88	5,19	6,26
%	-	424	750	1178	1028	1261

FONTE: BACEN - Evolução do Sistema Financeiro Nacional
Relatório Anual, 1998, quadro 30

As informações acima confirmam os resultados empíricos obtidos, indicam a rejeição da hipótese de SCP para o conjunto dos produtos estudados, no segmento de bancos múltiplos no Brasil, entre 1993 e 2001. Isto significa que eles não estariam usando o seu poder de mercado e nem formando coalizões para elevar as taxas de juros, e sim, concorrendo entre si e tornando o mercado brasileiro mais contestável. Concorrência essa também exercida pelos bancos comerciais e de investimento, além do Banco do Brasil (BB), Caixa Econômica Federal (CEF) e BNDES, não incluídos no estudo, na oferta de empréstimos destinados principalmente à pessoa jurídica. A participação relativa do BB e CEF nas operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN) é maior que a dos 10 maiores bancos múltiplos para todos os anos de 1993 a 1998, com exceção de 1996 (tabela 23).

TABELA 23 - PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL DOS 10 MAIORES BANCOS COMERCIAIS, MÚLTIPLOS, A CEF E BB NO SFN

ANO	CEF	BB	BC	BM
1993	20,04	16,82	3,05	28,76
1994	18,64	18,19	2,67	31,95
1995	20,85	14,71	2,57	34,16
1996	21,58	9,55	2,5	33,61
1997	27,07	9,6	3,23	23,89
1998	27,64	10,31	3,63	24,13

FONTE: BACEN - Evolução do Sistema Financeiro Nacional
Relatório Anual, 1998, quadro 24

Também não foram considerados os desembolsos do BNDES, empréstimos concedidos pela entidade a empresas de todos os setores e porte. De 1995 a 2001, os empréstimos totais aumentaram 144%, sendo da indústria extrativa o maior aumento relativo (278%), mas a indústria de transformação a maior credora deste tipo de empréstimo, R\$ 12,76 bilhões (tabela 24).

TABELA 24 – EMPRÉSTIMOS CONCEDIDOS PELO BNDES (EM R\$ MILHÕES), DE 1995 A 2001

ANO	TOTAL		INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO		COMÉRCIO E SERVIÇOS		AGROPECUÁRIA		INDÚSTRIA EXTRATIVA	
	\$	%	\$	%	\$	%	\$	%	\$	%
1995	10.341		5.829		3.342		1.065		105	
1996	13.232	28	5.640	(3)	6.426	92	971	(9)	195	86
1997	22.612	119	7.634	31	12.270	267	1.758	65	950	806
1998	23.607	128	9.051	55	12.530	275	1.677	57	351	234
1999	20.598	99	9.318	60	9.518	185	1.467	38	294	181
2000	24.814	140	11.072	90	11.558	246	2.054	93	130	24
2001	25.217	144	12.760	119	9.298	178	2.762	159	396	278

FONTE: BACEN – SÉRIES TEMPORAIS 7415, 7416, 7417, 7418 e 7419

NOTA: Os valores foram corrigidos para R\$ constantes em 2001 pelo IPCA

O BNDES representa um forte concorrente aos bancos, tanto públicos quanto privados, pois emprega como taxa básica aos seus credores a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), que em dezembro de 2001 estava em 10% a.a. (valor

nominal)³². O custo financeiro é dado pela TJLP acrescida de um *spread* básico e de um *spread* de risco, que varia de acordo com o estabelecido nas Políticas Operacionais do Sistema BNDES e o risco do cliente. Além disso, a parcela da TJLP que excede a 6% a.a. é capitalizada (BNDES, 2002, p. 6).

³² Ver Anexo 4.

6 CONCLUSÃO

A maioria dos estudos empíricos sobre a validade da hipótese de *structure conduct performance* (SCP) na indústria bancária encontrou uma relação positiva fraca entre a concentração de mercado e taxa de juros. A hipótese tradicional interpreta esta relação como uma evidência de que a concentração induz um comportamento anticompetitivo por parte das empresas de uma indústria, através de coalizões para a manutenção de altas taxas de juros e conseqüentemente maiores margens de lucro (BERGER e HANNAN, 1989; WEISS, 1974). Outros encontraram evidências em favor da aceitação da hipótese de *efficient performance* (EP), isto é, que a concentração de mercado não é um evento aleatório, mas um resultado esperado em algumas indústrias que possuem firmas com diferenciais de eficiência (DEMSETZ, 1973; SMIRLOCK, GILLIGAN e MARSHALL, 1984). Neste sentido, alguns pesquisadores se preocuparam em estudar a ligação entre eficiência e fusões horizontais, que elevam a concentração em uma indústria. Os trabalhos que utilizaram informações da década de 80, não encontraram relação entre esses dois fatores, dentre eles RHOADES (1993) e BERGER e HUMPHREY (1994). Alguns trabalhos ainda, dependendo das amostras analisadas, não aceitaram totalmente a hipótese SCP. Este é o caso de HANNAN (1991) que validou a hipótese tradicional para empréstimos abaixo de US\$ 100 mil e em períodos de estabilidade da taxa de juros, mas não obteve resultados significantes para empréstimos acima desse valor e em períodos de grande variação das taxas. CORVOISIER e GROPP (2001) encontraram resultados consistentes com a SCP para o mercado de empréstimos, mas não para os depósitos.

A proposta dessa dissertação foi a de medir a influência do aumento da concentração e de ganhos de eficiência sobre as taxas de juros no Brasil. A indústria bancária no país pode ser considerada altamente concentrada, e as taxas de juros cobradas por empréstimos inequivocadamente altas. No entanto, desde o início da aceleração do processo de concentração em 1994, através de fusões e incorporações, as margens vêm apresentando uma tendência de queda.

Para a realização do teste das hipóteses SCP e EP para o Brasil, foram utilizadas as taxas de juros médias cobradas pelo mercado para seis produtos: conta corrente, crédito pessoal, conta garantida, capital de giro, *vendor* e desconto de

duplicata, seis dos principais produtos oferecidos a taxas pré-fixadas, a partir de 1º de junho de 1993, quando elas estão disponíveis, até dezembro de 2001. Também foram usadas informações dos bancos múltiplos brasileiros, dada a sua participação dentro do SFN e seu expressivo crescimento entre os anos de 1996 e 2001, como ativo circulante e permanente, receitas e despesas operacionais, além da capitalização do mercado financeiro, PIB, o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC) e o Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI), e as taxas de inadimplência de cada produto analisado.

O modelo estatístico escolhido foi o linear múltiplo, que tem por objetivo explicar se variáveis, ditas explicativas ou independentes, realmente condicionam a variável explicada ou dependente e, se tal influência existe, qual a magnitude do efeito de uma mudança das variáveis explicativas sobre a explicada. Foi justamente esse efeito que o trabalho desejava medir, para determinar qual das duas hipóteses é dominante sobre o comportamento das taxas de juros no setor bancário brasileiro. Dentro desse arcabouço, foi escolhida a especificação log-linear, já que o maior interesse residia nos valores dos coeficientes β 's, principalmente β_1 , isto é, qual a variação infinitesimal nas taxas de juros causada por uma variação muito pequena na concentração.

O capítulo 5 apresentou as regressões estimadas a partir dos dados acima, no software SPSS 8.0. O primeiro modelo com 54 observações estimou as margens, como variável dependente, para os seis produtos citados contra um índice de concentração representado pelo índice Hirschman-Herfindahl para o ativo total (circulante mais permanente) dos bancos; o percentual de inadimplência, ou seja, de não pagadores sobre o total de devedores, para cada produto; uma taxa de custo operacional em relação à receita operacional; os índices de confiança para consumidores e produtores; a taxa dos ativos totais do sistema bancário em relação ao PIB; e a capitalização do mercado acionário, dividida pelo PIB; como variáveis independentes, variando para cada ano, e a taxa de inadimplência variando para ano e produto. As regressões seguintes foram estimadas com nove observações cada, medindo a influência da concentração e das demais variáveis, para cada produto.

Alguns dos resultados estimados coincidiram com as conclusões do *paper* de CORVOISIER e GROPP (2001), usado como base para esse trabalho. No setor

de bancos múltiplos brasileiro, ao contrário do resultado da primeira regressão estimada por CORVOISIER e GROPP (2001), a concentração mostrou estar inversamente relacionada com a margem de juros para o conjunto dos produtos analisados, sejam eles cheque especial, crédito pessoal, conta garantida, capital de giro, *vendedor* e desconto de duplicata, com um coeficiente de -9.91 significativo ao nível de 1%. Quando os produtos foram analisados separadamente, as regressões para a conta corrente e conta garantida mostraram uma relação positiva fraca entre concentração e margem de juros. Para os demais produtos, os coeficientes estimados foram negativos e significantes. Portanto, os resultados desse trabalho rejeitaram a hipótese de *structure conduct performance*, isto é, o segmento de bancos múltiplos brasileiros não vêm utilizando seu poder de mercado através de coalizões, para manter as margens de juros elevadas, ao contrário, a concentração parece ter aumentado a concorrência no mercado entre 1993 e 2001, pois as margens apresentam-se descendentes, numa perspectiva de longo prazo, especialmente a partir de 1998.

Na sua primeira regressão estimada, também com a mesma inclinação para todos os produtos, CORVOISIER e GROPP (2001) encontraram um efeito positivo fraco da concentração, também representada pelo índice Hirschman-Herfindahl, sobre a margem da taxa de juros. A maioria das demais variáveis mostrou-se insignificante, com exceção das *proxies* para a substitutibilidade do setor bancário. Por último, foram estimadas regressões por produto, que confirmaram a não rejeição da SCP para o mercado de empréstimos, com os coeficientes da variável de concentração significativamente positivos para três dos quatro produtos. Entre os depósitos, foram encontrados coeficientes negativos e significantes para poupança e renda fixa, demonstrando que a maior concentração teria resultado em uma estrutura mais eficiente da indústria para poupança e renda fixa, rejeitando a hipótese de SCP em favor da não rejeição da hipótese de EP. Entre as razões expostas pelos autores para esse comportamento estão a importância da economia de escala para alguns produtos mais que para outros, a força das relações entre banco e cliente e a existência de barreiras não tarifárias regionais para alguns produtos. Portanto, os autores concluíram que a maior concentração no mercado de empréstimos e conta corrente poderia estar associada a um comportamento de

coalizão não competitivo, e que nenhuma evidência desse comportamento foi encontrada para os mercados de poupança e renda fixa.

Algumas características do setor bancário brasileiro, paralelas ao aumento da concentração e queda das margens de juros foram identificadas, quais sejam a redução da atividade relacionada à intermediação financeira tradicional como a principal fonte de receita dos bancos; o enfoque crescente no aumento das receitas não financeiras como fonte de rendimentos; a queda do número de instituições depositárias; a redução no número de instituições de crédito atribuída a fusões e incorporações, embora outras formas de saída de mercado tais como liquidações, possam também ter contribuído para esse declínio; entre outras.

Desse modo, há evidências para acreditar que os resultados, apesar de poderem ter sido afetados pelo pequeno número de observações e pelo período analisados, indicam a rejeição da hipótese SCP para os produtos estudados no segmento de bancos múltiplos no Brasil.

Como conclusão final, um estudo mais profundo aconselharia incluir na amostra informações de todos os bancos do Sistema Financeiro Nacional. O ideal também seria que os modelos fossem estimados com a margem de juros operada por cada banco, e não somente a média do mercado. Essa informação, entretanto, é confidencial e a única maneira de ser coletada seria através de negociações entre o autor (ou a instituição a qual pertença) e o Banco Central (BACEN), para a formação de um banco de dados dentro do próprio BACEN com todas as informações desejadas pelo autor, incluindo a taxa de juros, para cada banco sendo que eles não poderiam ser identificados pelo nome.

Outra mudança seria a inclusão de países da América Latina no estudo, como México e Argentina, e outros países que também tenham passado por um processo de consolidação do sistema bancário. No México, por exemplo, a participação das dez maiores bancos no mercado soma 94% dos ativos (MANSO, 2002, p. B-2). Assim, os resultados não seriam tão influenciados pela evolução nas margens de juros dentro do período amostral, e o ano de 1993 poderia ser descartado da amostra. Um trabalho assim seria inédito para o conjunto de países estudados, e poderia fornecer um resultado final para a rejeição ou não da hipótese de *structure conduct performance*.

7 REFERÊNCIAS

ASSAF NETO, A. **Matemática financeira e suas aplicações**. São Paulo: Atlas, 1993.

O BANCO CENTRAL e as novas técnicas de saneamento do Sistema Financeiro Nacional após a estabilização monetária. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/livrosfn.shtm> [2002?].

BACEN. Evolução do Sistema Financeiro Nacional. Relatório anual, dez. 1998. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/deorf/r199812/> (a).

BACEN. Evolução do Sistema Financeiro Nacional. Relatório anual, dez. 1998. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/deorf/a199812/> (b).

_____._____.Relatório anual, dez. 1999. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/deorf/r199912/> (a).

_____._____.Relatório anual, dez. 1999. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/deorf/a199912/> (b).

_____._____.Relatório anual, dez. 2001. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/deorf/r200112/> (a).

_____._____.Relatório anual, dez. 2001. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/deorf/a200112/> (b).

BALDANI, J.; BRADFIELD, J.; TURNER, R. W. **Mathematical economics**. Orlando: Dryden Press, 1996.

BNDES. Taxa de juros de longo prazo, 2002. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br>

BERGER, A.; HANNAN, T. The price concentration relationship in banking. **The Review of Economics and Statistics**, Amsterdam, n. 71, p. 291-299, 1989.

BERGER, A.; HUMPHREY, D. B. Bank scale economies, mergers, concentration, and efficiency: the U.S. experience. Working Paper, The Wharton School, Philadelphia, n. 25, 1994.

CLARKE, R. **Industrial economics**. 6 ed. Oxford, UK: B. Blackwell, 1990.

CORVOISIER, S.; GROPP, R. Bank concentration and retail interest rates. Working Paper, European Central Bank, Frankfurt Am Main, n. 72, 2001.

DEMSETZ, H. Industry structure, market rivalry, and public policy. **Journal of Law and Economics**, Chicago, n. 16, p. 1-9, 1973.

DIAZ, M. D. M. Problemas econométricos no modelo linear geral. In: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. **Manual de econometria**, São Paulo: Atlas, 2000.

FRANTZ, R. S. **X-Efficiency: theory, evidence and applications**, EUA: Kluver, 1988.

FORTUNA, E. **Mercado financeiro: produtos e serviços**, 13 ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1999.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

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

HANNAN, T.; BERGER, A. The rigidity of prices: evidence from the banking industry. **The American Economic Review**, Nashville, v. 81, n. 4, p. 938-945, 1991.

HIRSCHMAN, A. O. The paternity of an index, **The American Economic Review**, Nashville, n. 54, 1964, p. 761-762.

JUDGE, G. G. et al. **Introduction to the theory and practice of econometrics**. 2.ed. New York: J. Willey, 1988.

LEIBENSTEIN, H. Allocative efficiency vs. "X-efficiency", **The American Economic Review**, Nashville, v. 56, n. 3, p. 392-415, 1966.

LEVINE, D.; BERENSON, M. L.; STEPHAN, D. **Estatística: teoria e aplicações**. Rio de Janeiro: LTC – Livros Técnicos e Científicos, 2000.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. New York: Oxford University Press, 1995.

PAULA, L. F. R. de. Consolidação bancária: tendências recentes nos países desenvolvidos e na união européia. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 4. 2002, Curitiba. Disponível em: <http://www.race.nuca.ie.ufri.br/sep/eventos/enc2002/enc2002.htm>.

RHOADES, S. Efficiency effects of horizontal (in market) bank mergers, **Journal of Banking and Finance**, Amsterdam, n. 17, p. 411-422, 1993.

RHOADES, S. A summary of merger performance studies in banking, 1980-93, and an assessment of the "Operating Studies" and "Event Study" methodologies, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, n. 167, 1994.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 2 ed. New York: McGraw-Hill, 2001.

SMIRLOCK, M.; GILLIGAN, T.; MARSHALL, W. Tobin's q and the structure performance relationship. **The American Economic Review**, Nashville, v. 74, n. 5, p. 1050-1060, 1984.

VASCONCELOS, M. R.; FUCIDJI, J. R.; STRACHMAN, E. Concentração mundial no setor bancário: causas e potenciais efeitos. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 3., 2000, Porto Alegre. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/cpge/anpecsul2000/>

VARIAN, H. R. **Microeconomia**. 3 reimp. Rio de Janeiro: Campus, 1993.

WEISS, L. The concentration-profits relationship and antitrust. In: GOLDSCHMID, H. et al. In: **Industrial concentration: the new learning**. EUA: Brown, Little & Co., 1974.

MANSO, L. F. Grandes bancos detém 67% dos ativos totais, **Gazeta Mercantil**, São Paulo, n. 22307, 11 de abril de 2002.

APÊNDICES

APÊNDICE 1 – CORRELAÇÃO DE PEARSON

continua

		HERFIND	CUSTO	ATIVO/PIB	%ATIVO/PIB	BOLSA/PIB	%BOLSA/PIB	ICEI	INEC	IN_CHEQUE	IN_CRED	IN_CGAR
Pearson Sig.	HERFIND	1,000 ,	-,082 ,834	-,480 ,191	-,480 ,191	-,598 ,089	,632 ,068	-,108 ,782	-,119 ,761	,261 ,497	,261 ,498	,259 ,501
Pearson Sig.	CUSTO	-,082 ,834	1,000 ,	-,108 ,783	-,123 ,752	-,299 ,435	,404 ,281	,112 ,775	,109 ,781	-,056 ,885	-,032 ,934	-,079 ,839
Pearson Sig.	ATIVO/PIB	-,480 ,191	-,108 ,783	1,000 ,	1,000 ,000	,753 ,019	-,798 ,010	-,415 ,267	-,418 ,263	-,109 ,780	-,118 ,763	-,099 ,799
Pearson Sig.	%ATIVO/PIB	-,480 ,191	-,123 ,752	1,000 ,000	1,000 ,	,755 ,019	-,804 ,009	-,423 ,257	-,426 ,253	-,123 ,753	-,133 ,733	-,112 ,774
Pearson Sig.	BOLSA/PIB	-,598 ,089	-,299 ,435	,753 ,019	,755 ,019	1,000 ,	-,829 ,006	-,280 ,465	-,291 ,447	-,056 ,886	-,051 ,896	-,061 ,877
Pearson Sig.	%BOLSA/PIB	,632 ,068	,404 ,281	-,798 ,010	-,804 ,009	-,829 ,006	1,000 ,	,529 ,143	,526 ,146	,344 ,365	,353 ,352	,331 ,385
Pearson Sig.	ICEI	-,108 ,782	,112 ,775	-,415 ,267	-,423 ,257	-,280 ,465	,529 ,143	1,000 ,	,999 ,000	,594 ,091	,609 ,082	,574 ,106
Pearson Sig.	INEC	-,119 ,761	,109 ,781	-,418 ,263	-,426 ,253	-,291 ,447	,526 ,146	,999 ,000	1,000 ,	,580 ,102	,592 ,093	,561 ,116
Pearson Sig.	IN_CHEQUE	,261 ,497	-,056 ,885	-,109 ,780	-,123 ,753	-,056 ,886	,344 ,365	,594 ,091	,580 ,102	1,000 ,	,994 ,000	,995 ,000
Pearson Sig.	IN_CRED	,261 ,498	-,032 ,934	-,118 ,763	-,133 ,733	-,051 ,896	,353 ,352	,609 ,082	,592 ,093	,994 ,000	1,000 ,	,978 ,000
Pearson Sig.	IN_CGAR	,259 ,501	-,079 ,839	-,099 ,799	-,112 ,774	-,061 ,877	,331 ,385	,574 ,106	,561 ,116	,995 ,000	,978 ,000	1,000 ,

continuação												
		HERFIND	CUSTO	ATIVO/PIB	%ATIVO/PIB	BOLSA/PIB	%BOLSA/PIB	ICEI	INEC	IN_CHEQUE	IN_CRED	IN_CGAR
Pearson	IN_CGIRO	,255	,004	-,128	-,145	-,043	,359	,617	,599	,964	,987	,931
Sig.		,509	,991	,742	,710	,914	,342	,077	,088	,000	,000	,000
Pearson	IN_VENDOR	-,243	,128	,073	,083	,068	-,288	-,503	-,495	-,942	-,900	-,972
Sig.		,529	,743	,851	,833	,862	,453	,167	,176	,000	,001	,000
Pearson	IN_DESC	,260	-,023	-,121	-,136	-,049	,355	,612	,595	,989	,999	,968
Sig.		,499	,953	,757	,727	,900	,348	,080	,091	,000	,000	,000

NOTA: ** Correlação é significativa ao nível de 1% (bilateral).

* Correlação é significativa ao nível de 5% (bilateral).

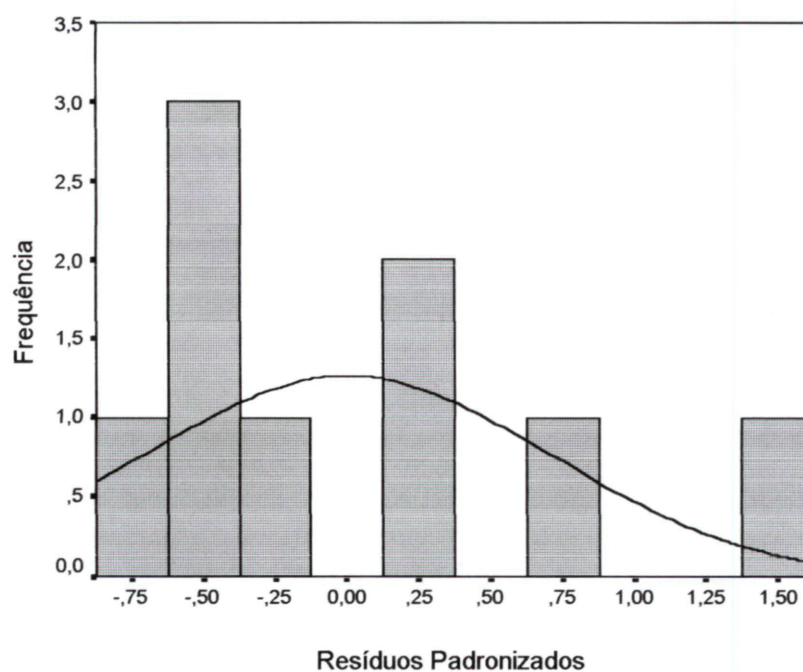
		continuação		
		IN_CGIRO	IN_VENDOR	IN_DESC
Pearson	HERFIND	,255	-,243	,260
Sig.		,509	,529	,499
Pearson	CUSTO	,004	,128	-,023
Sig.		,991	,743	,953
Pearson	ATIVO/PIB	-,128	,073	-,121
Sig.		,742	,851	,757
Pearson	%ATIVO/PIB	-,145	,083	-,136
Sig.		,710	,833	,727
Pearson	BOLSA/PIB	-,043	,068	-,049
Sig.		,914	,862	,900
Pearson	%BOLSA/PIB	,359	-,288	,355
Sig.		,342	,453	,348
Pearson	ICEI	,617	-,503	,612
Sig.		,077	,167	,080
Pearson	INEC	,599	-,495	,595
Sig.		,088	,176	,091
Pearson	IN_CHEQUE	,964	-,942	,989
Sig.		,000	,000	,000
Pearson	IN_CRED	,987	-,900	,999
Sig.		,000	,001	,000
Pearson	IN_CGAR	,931	-,972	,968
Sig.		,000	,000	,000

		conclusão		
		IN_CGIRO	IN_VENDOR	IN_DESC
Pearson	IN_CGIRO	1,000	-,818	,993
Sig.		,	,007	,000
Pearson	IN_VENDOR	-,818	1,000	-,882
Sig.		,007	,	,002
		9	9	9
Pearson	IN_DESC	,000	,002	,
Sig.		9	9	9

NOTA: ** Correlação é significativa ao nível de 1% (bilateral).

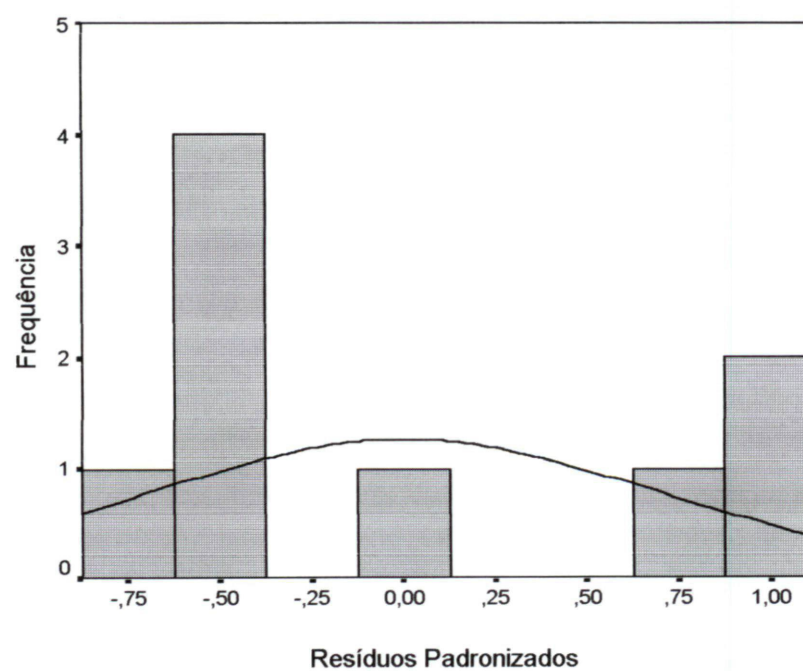
* Correlação é significativa ao nível de 5% (bilateral).

APÊNDICE 2 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 3)



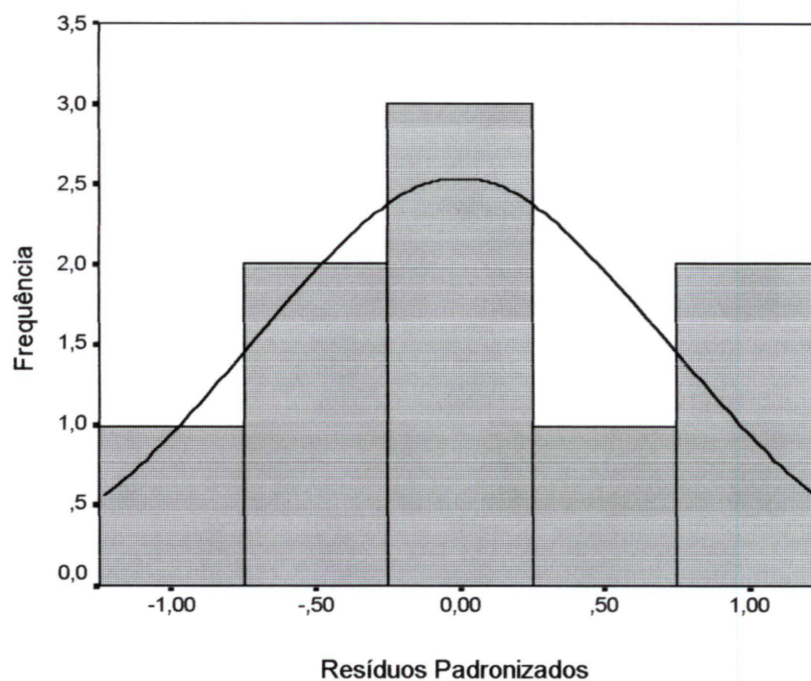
FONTE: Elaboração própria.

APÊNDICE 3 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 4)



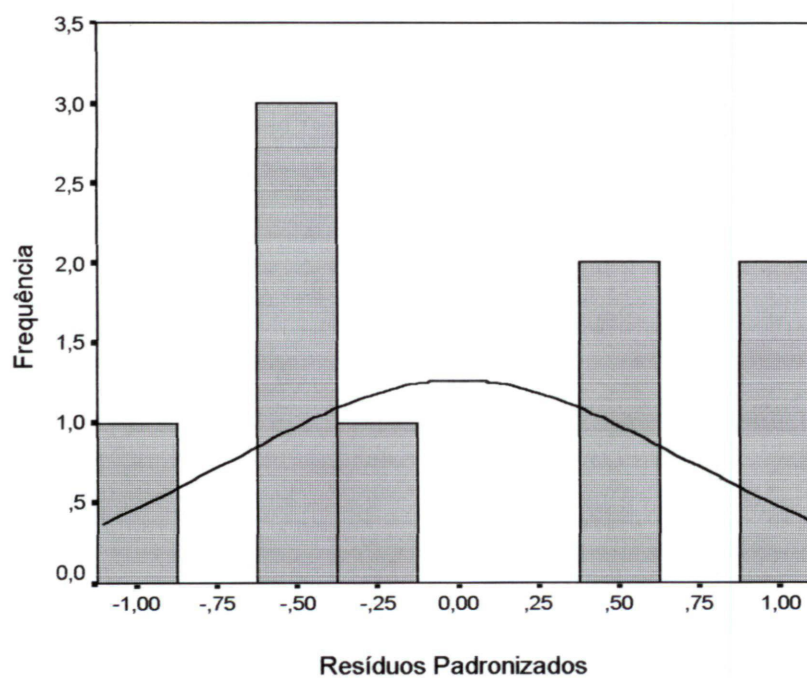
FONTE: Elaboração própria.

APÊNDICE 4 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 7)



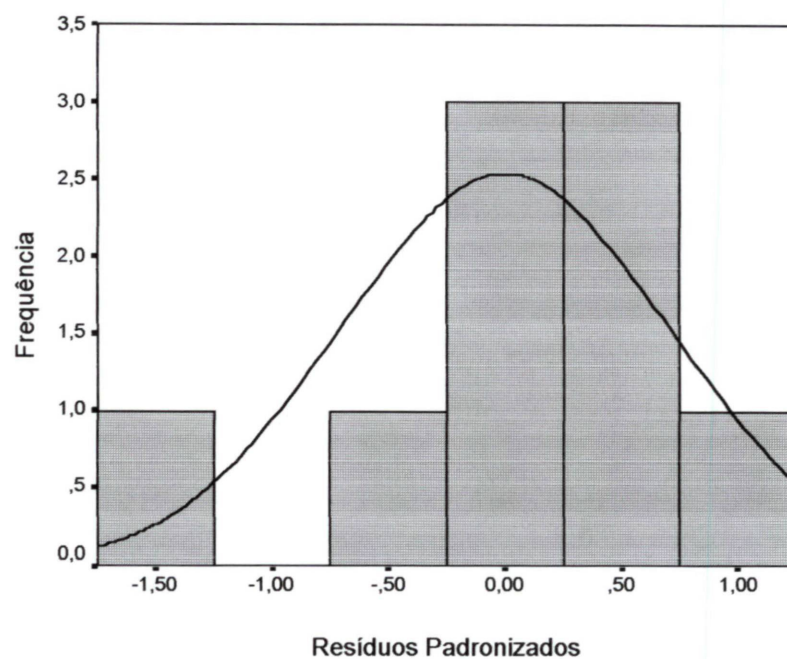
FONTE: Elaboração própria.

APÊNDICE 5 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 8)



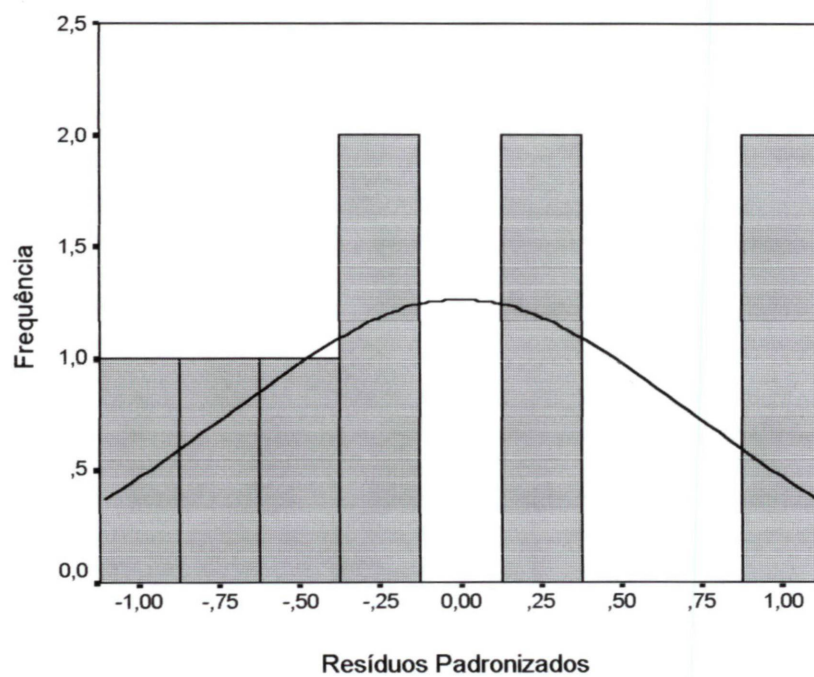
FONTE: Elaboração própria.

APÊNDICE 6 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 10)



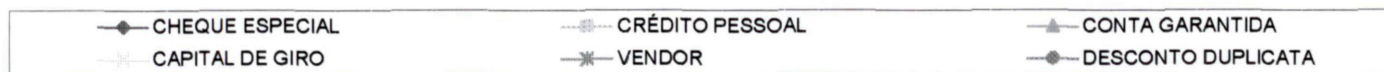
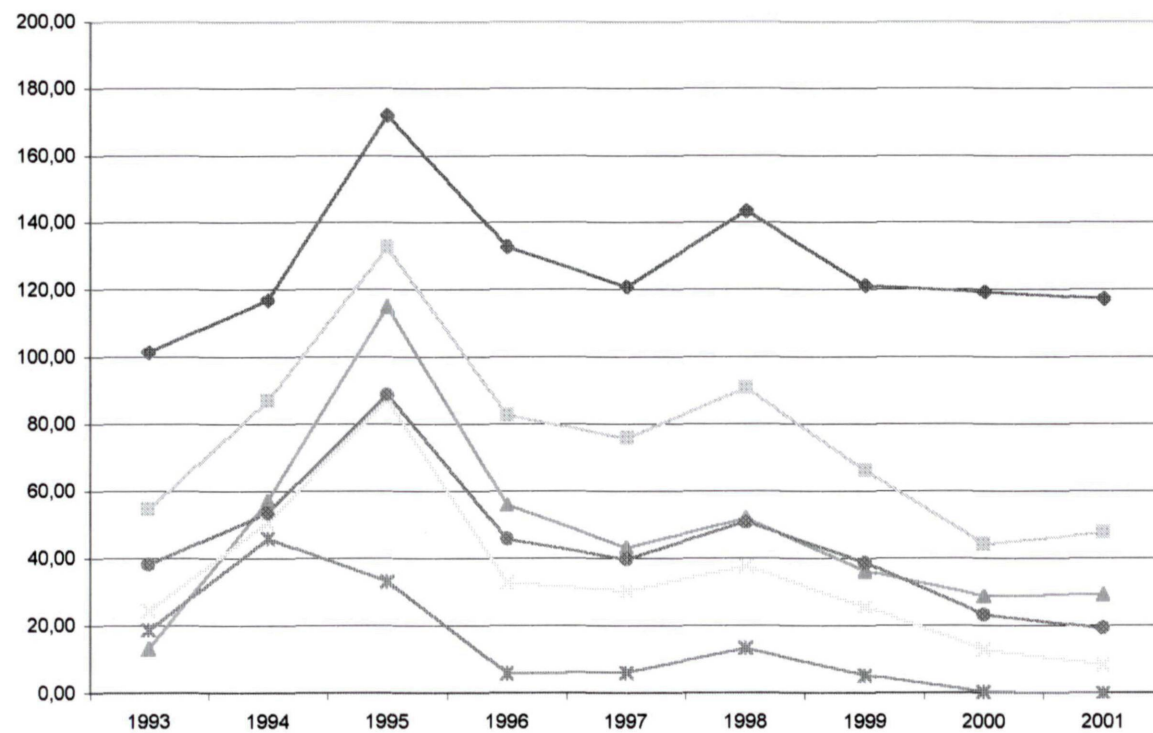
FONTE: Elaboração própria.

APÊNDICE 7 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS (MODELO 12)



FONTE: Elaboração própria.

APÊNDICE 8 – EVOLUÇÃO DA MARGEM DE JUROS DE 1993 A 2001



ANEXOS

**ANEXO 1 - PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL DOS ATIVOS DAS INSTITUIÇÕES NO
SFN**

TIPO	dez/96	dez/97	dez/98	dez/99	dez/00	dez/01	Var. %
Banco Múltiplo	52,76	52,1	47,1	50,76	52,61	69,1	31%
Banco Comercial	15,1	16,27	18,64	15,87	16,43	3,74	-75%
Caixa Econômica	13,64	13,83	14,01	13,82	12,63	9,07	-34%
Cooperativa de Crédito	0,25	0,31	0,41	0,54	0,62	0,75	200%
Banco de Desenvolvimento	7,08	7,69	10,02	10,11	10,5	10,52	49%
Banco de Investimento	1,67	1,53	0,9	1,02	0,91	1,21	-28%
Sociedade de Crédito, Financiamento e Investimento	0,59	0,52	0,41	0,53	0,85	0,49	-17%
Sociedade de Arrendamento Mercantil - Leasing	3,36	4,17	5,24	5,42	3,87	3,29	-2%
Companhia Hipotecária	0	0	0	0	0	0	
Sociedade de Crédito Imobiliário	1,11	1,09	1,1	0,45	0,37	0,33	-70%
Agência de Fomento e/ou Desenvolvimento	0	0	0	0,08	0,11	0,17	
Sociedade Corretora de Títulos e Valores Mobiliários	1,5	1,16	0,91	0,98	0,79	0,81	-46%
Sociedade Distribuidora de Títulos e Valores Mobiliários	2,94	1,33	1,26	0,42	0,31	0,52	-82%
Sociedade de Crédito ao Microempreendedor	-	-	-	-	0	0	
TOTAL	100	100	100	100	100	100	

**FONTE: BACEN - Evolução do Sistema Financeiro Nacional
Relatório Anual, 2001**

**ANEXO 2 – NÚMERO DE INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS (SEDES) E AGÊNCIAS
NO SFN EM 1994 E 2001**

Tipos	30.06.1994		31.12.2001	
	Sedes	Agências	Sedes	Agências
Bancos comerciais	34	4.258	28	389
Bancos múltiplos	212	11.330	154	14.974
Bancos de desenvolvimento	6	9	4	10
Bancos de investimento	17	51	20	47
Caixas econômicas	2	1.929	1	1.689
Soc. Cooperativas	853	-	1.307	-
Soc. de cré. financ. e investimento	42	103	39	72
Soc. Corret. de tít. e val. mobiliários	244	356	177	297
Soc. Corretoras de câmbio	43	47	41	60
Soc. Distribuidoras	371	642	156	252
Soc. de investimento	4	0	0	0
Soc. de arrendamento mercantil	67	110	71	83
Soc. de crédito imobiliário	24	40	16	27
Soc. de crédito ao microempreendedor	-	-	14	5
Associações de poup. e empréstimo	2	1	2	2
Companhias hipotecárias	-	-	7	7
Agência de fomento ou desenvolvimento	-	-	9	9
Total	1.921	18.876	2.046	17.849

FONTE: O BANCO CENTRAL e as novas técnicas de saneamento do Sistema Financeiro Nacional após a estabilização monetária, 2002.

ANEXO 3 – BANCOS SOB REGIME ESPECIAL APÓS O PLANO REAL

continua			
Data de D.O.	Tipo de regime especial	Nome	Data do encerramento
jul-94	Liquidação Extrajudicial	Banco Garavelo S.A.	dez-96
jul-94	Liquidação Extrajudicial	Banco Hércules S.A.	-
set-94	Liquidação Extrajudicial	Brasbanco S.A. Banco Comercial	jan-96
nov-94	Liquidação Extrajudicial	Banco Adolpho Oliveira & Associados S.A.	jul-96
nov-94	Liquidação Extrajudicial	Banco Seller S.A.	nov-96
nov-94	Liquidação Extrajudicial	Banco Atlantis S.A.	set-97
nov-94	Liquidação Extrajudicial	Banco Bancorp S.A.	jan-97
dez-94	Liquidação Extrajudicial	Banco Desenvolvimento Rio Grande do Norte S.A.	jan-00
dez-94	RAET	Banco do Estado do Rio de Janeiro S.A.	fev-02
dez-94	RAET	Banco do Estado de São Paulo S.A.	dez-97
jan-95	Liquidação Extrajudicial	Banco Open S.A.	jun-01
jan-95	RAET	Banco do Estado de Alagoas S.A.	-
fev-95	RAET	Banco do Estado do Mato Grosso S.A. Bemat	jun-99
fev-95	Liquidação Extrajudicial	Banco Comercial Bancesa S.A.	-
fev-95	RAET	Banco do Estado de Rondônia S.A. - Beron	ago-98
mar-95	Liquidação Extrajudicial	Banco Sao Jorge S.A.	-
mar-95	Liquidação Extrajudicial	Banco Rosa S.A.	ago-97
abr-95	Liquidação Extrajudicial	Banco Agrimisa S.A.	-
jun-95	RAET	Banco Banerj S.A. (Ex-Banerj Dtvn S.A.)	jul-97
ago-95	Intervenção	Banco Comercial de São Paulo S.A.	jan-97
ago-95	Intervenção	Banco Mercantil S.A.	-
ago-95	Intervenção	Banco Econômico S.A.	-
ago-95	Liquidação Extrajudicial	Big S.A. - Banco Irmãos Guimarães	-
nov-95	RAET	Banco Nacional S.A.	-
nov-95	RAET	Banco Nacional de Investimentos S.A.	-
dez-95	Liquidação Extrajudicial	Bfc Banco S.A.	jul-99
dez-95	Liquidação Extrajudicial	Banco GNPP S.A.	-
dez-95	Liquidação Extrajudicial	Banco Investcorp S.A.	set-98
mar-96	Liquidação Extrajudicial	Banco Dracma S.A.	jun-98
abr-96	Liquidação Extrajudicial	Bfi - Banco de Financiamento Internacional	jul-97
mai-96	Intervenção	Banco Banorte S.A.	-
jun-96	Liquidação Extrajudicial	Banco Universal S.A.	jul-98
dez-96	Liquidação Extrajudicial	Banco Interunion S.A.	out-01
fev-97	Liquidação Extrajudicial	Banco Sheck S.A.	nov-97
fev-97	Liquidação Extrajudicial	Banco Vetor S.A.	jul-98
fev-97	Liquidação Extrajudicial	Banco do Progresso S.A.	nov-99
mar-97	Intervenção	Banco Bamerindus do Brasil S.A.	-
mai-97	Liquidação Extrajudicial	Banco Vega S.A.	-
mai-97	Liquidação Extrajudicial	Banfort - Banco Fortaleza S.A.	-
mai-97	Liquidação Extrajudicial	Banco Empresarial S.A.	jul-02

ANEXO 3 – BANCOS SOB REGIME ESPECIAL APÓS O PLANO REAL

			conclusão
Data de D.O.	Tipo de regime especial	Nome	Data do encerramento
ago-97	Liquidação Extrajudicial	Banco Interfinance S.A.	nov-97
ago-97	Liquidação Extrajudicial	Banco Porto Seguro S.A.	-
set-97	Liquidação Extrajudicial	Banco do Estado do Amapá S.A.	jul-99
fev-98	Liquidação Extrajudicial	Milbanco S.A.	out-00
fev-98	Liquidação Extrajudicial	Banco Aplicap S.A.	-
mai-98	Liquidação Extrajudicial	Banco BMD S.A.	-
mai-98	Liquidação Extrajudicial	Banco Brasileiro Comercial S.A.	-
out-98	Intervenção	Banco Martinelli S.A.	jul-02
out-98	Intervenção	Banco Pontual S.A.	-
mar-99	Liquidação Extrajudicial	Banco Crefisul S.A.	-
abr-00	Liquidação Extrajudicial	Banco Lavra S.A.	-
jul-00	Liquidação Extrajudicial	Banco Hexabanco S.A.	-
fev-01	Liquidação Extrajudicial	Banco Interior de São Paulo S.A.	-
mar-01	Liquidação Extrajudicial	Banco Araucária S.A.	-
mar-01	Liquidação Extrajudicial	Banco Interpart S.A.	-
ago-01	Liquidação Extrajudicial	Banco Santos Neves S.A.	-

FONTE: BACEN, 2002

NOTA: RAET – Administração Especial Temporária

**ANEXO 4 – TAXAS DE JURO DE LONGO PRAZO – TJLP: SÉRIE HISTÓRICA
(%A.A.) VIGÊNCIA TRIMESTRAL**

Data		TJLP	TJLP reduzida ¹
dez/95	fev/96	17,72	11,06
mar/96	mai/96	18,34	11,64
jun/96	ago/96	15,44	8,91
set/96	nov/96	14,97	8,46
dez/96	fev/97	11,02	4,74
mar/97	mai/97	10,33	4,08
jun/97	ago/97	10,15	3,92
set/97	nov/97	9,40	3,21
dez/97	fev/98	9,89	3,67
mar/98	mai/98	11,77	5,44
jun/98	ago/98	10,63	4,37
set/98	nov/98	11,68	5,36
dez/98	dez/98	18,06	11,38
jan/99	mar/99	12,84	6,45
abr/99	jun/99	13,48	7,06
jul/99	set/99	14,05	7,59
out/99	dez/99	12,50	6,13
jan/00	mar/00	12,00	5,66
abr/00	jun/00	11,00	4,72
jul/00	set/00	10,25	4,01
out/00	dez/00	9,75	3,54
jan/01	mar/01	9,25	3,07
abr/01	jun/01	9,25	3,07
jul/01	set/01	9,50	3,30
out/01	dez/01	10,00	3,77

FONTE: BNDES, Taxa de Juros de Longo Prazo, 2002

¹ Reduzida de 6% a.a.