

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN

R 13832209

332.6
P596a

**ANÁLISE DA COMPETIÇÃO DOS BANCOS PRIVADOS NAS OPERAÇÕES
DE CRÉDITO DO SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL**

**ANÁLISE DA COMPETIÇÃO DOS BANCOS PRIVADOS NAS OPERAÇÕES
DE CRÉDITO DO SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL**

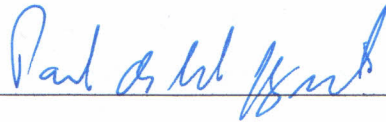
Dissertação apresentada ao curso de Pós-Graduação em
Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC) como
requisito para obtenção do grau de Mestre em Teoria Econômica.

ORIENTADOR: PAULO DE MELO JORGE NETO

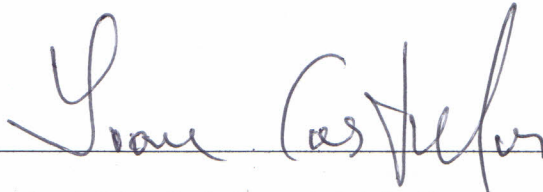
Esta dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca do Curso de Mestrado em Economia da referida Universidade.

Dissertação aprovada em 24/02/2003.

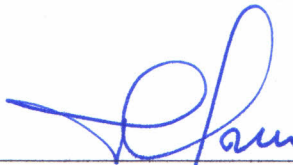
BANCA EXAMINADORA



Prof. PhD. Paulo de Melo Jorge Neto (Orientador)
Universidade Federal do Ceará



Prof. PhD. Luiz Ivan de Melo Castelar
Universidade Federal do Ceará



Prof. Dr. Heber José de Moura
Universidade de Fortaleza

AGRADECIMENTOS

Ao professor Paulo de Melo Jorge Neto, pela orientação deste trabalho.

Aos professores Luiz Ivan de Melo Castelar e Heber José de Moura, pelas sugestões.

Aos demais professores do CAEN, pelos conhecimentos transmitidos dentro e fora da sala de aula.

A todos os companheiros de curso do CAEN, mas principalmente aos meus colegas de turma e amigos Alan, Alexandre, Andrei, Carlos Eduardo, Danilo, Mariana, Paulo, Roberto e Soares, sem os quais minha passagem pelo CAEN não teria sido tão divertida e proveitosa.

A amiga Ivna Mourão, pelo apoio incondicional em todas as horas.

Aos amigos Cléber e Constantino, por suas ajudas inusitadas.

E, finalmente, aos senhores Charles W. Cobb e Paul H. Douglas, por terem me despertado o espírito científico.

RESUMO

Desde o início do Plano Real em 1994, está sendo observado um forte movimento de redução do número de bancos que operam no sistema financeiro nacional. Como consequência deste movimento, as operações de crédito e outras variáveis bancárias estão se concentrando cada vez mais entre uns poucos bancos do sistema. Com vistas neste processo, faz-se necessário estudar a competição e a estrutura de mercado entre estes bancos. Tomando-se de uma amostra de doze dos maiores bancos privados que operam no sistema desde o início do Plano Real, e utilizando-se das informações contábeis semestrais destes bancos disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil, verificou-se que a hipótese de conluio é fortemente rejeitada. Não obstante, verificou-se que estes bancos concorrem em uma estrutura de mercado oligopolística.

Palavras-chave: operações de crédito, competitividade, estrutura de mercado, bancos.

ABSTRACT

Since the beginning of the stabilization process of the Brazilian economy in 1994, there has been a strong movement towards the reduction in the number of banks operating in the national financial system. As a consequence of this movement, credit and other bank operations have been concentrated by just a few large banking institutions. In this context, it is necessary to study the competition and the structure of the banking market in Brazil. Based on a sample of the twelve largest private banks in operation since the beginning of the stabilization process and utilizing semi-annual data from their balance sheets, divulged by the Central Bank of Brazil, it was verified that the cartelization hypothesis is strongly rejected. But, the prevailing market structure is, however, oligopolistic.

Key Words: credit operations, competitiveness, market structure, banks.

SUMÁRIO

1	Introdução.....	8
2	Localização histórica da questão no Brasil	11
2.1	Breve histórico da evolução do sistema financeiro nacional.....	11
2.2	A reestruturação de propriedade e a concentração bancária.....	14
2.3	Evolução das operações de crédito e outras variáveis bancárias	17
2.4	Análise da eficiência e da concorrência	19
3	Estruturação teórica.....	21
3.1	O comportamento bancário e o modelo de Monti-Klein.....	21
3.2	A competição bancária e os equilíbrios competitivos.....	23
3.3	O comportamento do consumidor e a demanda por novos créditos	25
4	Análise empírica da concorrência.....	29
4.1	O mercado de crédito bancário no Brasil e os dados	29
4.2	Especificações para estimação.....	31
4.3	Resultados empíricos para a demanda	34
4.4	Resultados empíricos para as elasticidades	36
4.5	Resultados empíricos para os equilíbrios	37
4.6	O Teste de Vuong	44
	Conclusões	47
	Referências bibliográficas.....	48
	Apêndice I.....	50
	Apêndice II.....	54
	Apêndice III	55

1 INTRODUÇÃO

A indústria bancária nacional, como em muitos outros países, é altamente concentrada. Os cinco maiores bancos, em dezembro de 2000, concentravam aproximadamente a metade do total de ativos, do total de empréstimos e do total de depósitos bancários no Brasil. Embora a concentração não implique necessariamente que o mercado seja imperfeito, ela pode ser um indício de baixa competitividade. Entretanto, poucas pesquisas empíricas e acadêmicas sobre o tema já foram realizadas no país.

Este assunto torna-se ainda mais relevante considerando que, a partir do Plano Real, o que compreende o horizonte de tempo deste estudo, os bancos brasileiros vêm passando por um profundo processo de reestruturação em diferentes aspectos. Nesse sentido, vale notar que o Banco Central do Brasil implementou um conjunto de medidas aumentando seu poder de supervisão e intervenção sobre as instituições financeiras e, durante o referido período, também pôs em prática dois substanciais programas de ajuste do sistema financeiro: um que ficou conhecido por PROER, visando facilitar a transferência de controle acionário de bancos privados com dificuldades de liquidez; e outro que ficou conhecido por PROES, com o objetivo principal de promover o enxugamento e a privatização dos bancos públicos estaduais. A legislação também foi alterada para permitir a entrada de bancos estrangeiros no mercado nacional, e todas estas mudanças trouxeram consigo, entre outros argumentos, a idéia de aumentar a competitividade da indústria bancária nacional. Por estes e outros motivos, é relevante ter uma idéia da forma da competição bancária no Brasil.

Nos últimos anos, muitas metodologias vêm sendo desenvolvidas para verificar empiricamente níveis e formas de competição na indústria bancária. Nesse sentido, é dado destaque a três destas técnicas, as quais parecem estar se tornando as mais populares entre os pesquisadores da área. Em primeiro lugar, vale comentar o modelo conhecido por Panzar-Rosse com referências a trabalhos como os de BIKKER & HAAF (2002), BANDT & DAVIS (2000) ou NATHAN & NEAVE (1989). A idéia do

Modelo Panzar-Rosse é mensurar a soma das elasticidades renda com respeito aos preços dos fatores de produção dentro de um sistema bancário teoricamente competidor. A esta soma, utilizando um método específico para o propósito, é associada uma estatística H onde: i) se $0 < H < 1$ considera-se que o mercado está em uma competição oligopolística; ii) se $H \leq 0$ considera-se que o mercado está sob um cartel; iii) e se $H \geq 1$ considera-se que o mercado opera em concorrência perfeita.

O segundo destaque é dado ao modelo conhecido por Bresnahan-Lau com referência a trabalhos como os de NAKANE (2001), BARAJAS *et. al.* (1999) ou SHAFFER (1989). Fazendo uso de ferramentas econométricas para a análise de séries temporais, o Modelo Bresnahan-Lau procura estimar uma estatística λ (onde $0 \leq \lambda \leq 1$). Se esta estatística é igual a zero isso caracteriza uma competição perfeita e, no caso contrário, se ela é igual a unidade isso caracteriza um monopólio ou cartel. Qualquer resultado fora destes extremos corresponde a uma concorrência oligopolística. O trabalho de NAKANE (2001) teve como objetivo específico testar o nível de competição na indústria bancária brasileira utilizando a metodologia Bresnahan-Lau. Seu trabalho aponta que no Brasil a competição entre os bancos não se enquadra em nenhuma das estruturas polares de competição perfeita ou cartel (apesar de encontrar um λ estimado de $1,748 \times 10^{-3}$). Todavia, o autor conclui que a indústria bancária brasileira é altamente competitiva e sugere que futuras pesquisas atentem para identificar possíveis formas de competição imperfeita.

A terceira e última metodologia a ser dado destaque é a abordagem jogo-teórica como a que JAUMANDREU & LORENCES (2002) utilizaram para estudar o caso da Espanha. De forma geral, com base em um modelo teórico apropriado, o objetivo é identificar empiricamente qual a forma de competição teórica entre os bancos privados, no que tange as operações de crédito ou outra variável bancária, que possa representar a realidade através da formulação de uma hipótese nula de conclusão e da busca de uma hipótese alternativa de equilíbrio competitivo que possa fazer com que a hipótese nula não seja aceita.

O presente trabalho desenvolve uma abordagem de identificação competitiva para o caso do Brasil com base nesta última metodologia. Para isso, é utilizado o modelo teórico de Monti-Klein para a descrição do comportamento bancário e são derivados equilíbrios teóricos para jogos Bertrand, Bertrand em grupos e, em um caso

extremo, conluio. Em seguida, os equilíbrios destes jogos em que a indústria bancária possa atuar são testados com dados fornecidos pelo Banco Central do Brasil.

Além desta breve introdução, a dissertação possui mais quatro capítulos. O capítulo dois busca fazer uma localização histórica para que o problema seja melhor discutido. No capítulo três é exposta a estruturação teórica do trabalho. Depois, no capítulo quatro, são apresentadas a estruturação empírica e os resultados obtidos e, por último, são expostas as conclusões.

2 LOCALIZAÇÃO HISTÓRICA DA QUESTÃO NO BRASIL

Neste capítulo, primeiro é feito um breve histórico da evolução do sistema financeiro nacional nos últimos anos, seguido de uma discussão acerca da concentração e da estrutura de propriedade nos bancos brasileiros. A terceira seção deste capítulo apresenta a evolução do mercado de crédito e outras variáveis bancárias desde o início da década de 1990. E, finalizando este capítulo, são introduzidas e brevemente debatidas as questões de eficiência e concorrência no sistema financeiro nacional após a implementação do Plano Real.

2.1 Breve histórico da evolução do sistema financeiro nacional

O quadro inflacionário presente na economia brasileira desde a década de 1960 foi muito favorável ao sistema bancário. Isto já foi observado por vários autores como, por exemplo, CAVALCANTE (2002), CARVALHO *et. al.* (2002), CORAZZA (2000), entre outros, bem como nos próprios relatórios do Banco Central do Brasil acerca do tema. É bastante relatado que as altas taxas de inflação contribuíam para alavancar a participação do setor financeiro na renda nacional. As instituições bancárias aproveitaram as oportunidades regulatórias e implementaram uma série de inovações, permitindo-lhes a sobrevivência em um ambiente que teoricamente seria hostil à atividade econômica e ao sistema financeiro, bem como a acumulação de capital.

Nesta fase de inflação alta, os bancos públicos estavam mais envolvidos nas operações de crédito que os bancos privados. Conforme observam CAVALCANTE & JORGE NETO (2002), os bancos públicos tinham empréstimos e operações de *leasing* representando cerca de 57% dos seus ativos contra 41% dos bancos privados. Além disso, cerca de 1,5% dos ativos dos bancos públicos estavam investidos em títulos

estaduais e municipais enquanto os bancos privados tinham somente 0,4%. Na mesma linha, cerca de 30,3% dos ativos dos bancos oficiais estavam investidos em empréstimos para os governos estaduais, comparados a 1,6% dos bancos privados. De uma forma geral, os bancos privados estavam mais voltados para operações com a moeda estrangeira e investimentos em outros títulos, principalmente os do governo federal.

Como consequência disto, os bancos públicos enfrentavam graves problemas derivados de um *portfólio* de empréstimos que consistia de uma quantidade significativa de operações de crédito não executáveis. Eles dependiam excessivamente do setor público para a capitalização e tinham um custo operacional e administrativo muito alto. Neste contexto, os bancos públicos conseguiram sobreviver a esta situação devido, principalmente, ao fato de terem ganhos inflacionários ampliados (pois não tinham que manter depósitos de reservas compulsórias sobre os depósitos do setor público), aos esforços periódicos do Banco Central para sua reestruturação e a uma capitalização relativamente forte.

Como enfatiza PUGA (1999), a partir da implantação do Real no início de julho de 1994, uma série de reformas financeiras deveria ser empreendida com a finalidade de fortalecer e reestruturar o sistema financeiro nacional. Estas reformas se tornaram essenciais com a estabilização da economia por causa da perda da importante fonte de receita proveniente das transferências inflacionárias. Também é observado que até então não havia um arcabouço institucional que prevenisse o sistema contra os riscos de uma crise financeira.

Autores como BAER & NAZMI (2000), entre outros, chamam a atenção para o fato de que, com a estabilização da economia, em meados de 1994, a rentabilidade dos bancos privados passou a se tornar mais dependente das operações de crédito e das rendas das taxas cobradas pelos serviços. O desaparecimento dos ganhos decorrentes do processo inflacionário forçou um ajuste nas instituições financeiras para que elas pudessem se adaptar e sobreviver no novo ambiente de economia estável. As tecnologias e os processos de fornecimento de serviços tiveram de ser modificados, houve um drástico corte nos custos e novos produtos foram lançados no mercado. Entretanto, esta adaptação não ocorreu de forma linear em todas as instituições públicas e privadas, tendo estas últimas se mostrado mais flexíveis às mudanças e, conseqüentemente, tendo obtido maior êxito. Também foi observado que, ao tempo

que se buscou o fortalecimento do sistema financeiro, reduziu-se o risco sistêmico ao qual a economia estava exposta.

O período imediatamente após a estabilização foi marcado por uma expansão econômica estimulada por um aumento no consumo sem precedentes. O consumo e a demanda por empréstimos foram também impulsionados pelo retorno do crédito em prestações, que não era possível no período de inflação. Autores como CARVALHO *et. al.* (2002) observam que a demanda elevada por crédito ajudou os bancos no curto prazo, mas também criou dificuldades para o sistema bancário no longo prazo. No novo ambiente de baixa inflação e alta demanda por crédito, os bancos expandiram sua carteira de empréstimos e aumentaram sua exposição ao risco por duas razões. Primeiro porque no ambiente de ganhos fáceis em função da inflação era desnecessário que os bancos baseassem suas decisões de operação de crédito em análises consistentes de risco e, portanto, a maioria dos bancos teve dificuldades em operar prudentemente em face dos novos requerimentos do mercado, quais sejam, a análise e o gerenciamento do risco. Em segundo lugar, as considerações de perigo moral pesaram fortemente sobre as práticas de empréstimo tais como seguros governamentais explícitos (para os bancos públicos) e implícitos (para os bancos privados) e uma supervisão negligente induziram os bancos a alavancar o risco e serem levados pelo aumento do consumo.

De forma concomitante, o processo de globalização, a abertura econômica e o Plano Real provocaram em conjunto (e com o apoio do PROER¹, do FGC², do PROES³ e da adesão do Brasil ao Acordo da Basiléia) um processo de saneamento, privatização e fusão de instituições bancárias que, sem dúvida, revolucionou os métodos e práticas bancárias que até então vinha sendo executadas no país.

¹ Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional – instituído em novembro de 1995 pela Resolução 2.208 do Banco Central do Brasil, criando uma linha especial de assistência financeira destinada a financiar reorganizações administrativas, operacionais e societárias de instituições financeiras que resultem na transferência de controle ou na modificação de objeto social para finalidades não-privativas de instituições financeiras (PUGA, 1999).

² Fundo Garantidor de Créditos – regulamentado em novembro de 1995 pela Resolução 2.211 do Banco Central do Brasil, tem por objeto prestar garantia de créditos contra instituições dele participantes nos casos de: i) decretação da intervenção, liquidação extrajudicial ou falência da instituição; ii) reconhecimento, pelo Banco Central do Brasil, do estado de insolvência da instituição (FORTUNA, 1998).

³ Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária – criado em agosto de 1996 pela Medida Provisória 1.556, tem a finalidade de incentivar os Estados da Federação a reestruturar, privatizar, liquidar ou transformar os seus bancos estaduais em agências de fomento (FORTUNA, 1998).

Os ícones mais fortes deste processo no sistema financeiro nacional foram, sem dúvida, o PROER e o PROES. O PROER foi uma importante ferramenta introduzida pelo governo para que muitas fusões e aquisições ocorressem, pois oferecia aos bancos adquirentes uma linha de crédito com taxas de juros abaixo da operada pelo mercado para que eles adquirissem o novo banco, além de permitir também que as perdas financeiras do banco adquirido fossem absorvidas nos balanços dos bancos adquirentes através de taxas de cancelamentos.

Com relação ao PROES, havia a previsão de que, das 35 instituições financeiras estaduais existentes na data de estabelecimento do programa, restassem apenas 9 até o fim do programa. Havia opções para que os bancos fossem: i) saneados, como era o caso do Pará, Sergipe, Espírito Santo, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e São Paulo (Nossa Caixa – Nosso Banco); ii) deixassem de ser bancos estaduais e fossem privatizados, como o Ceará, Bahia, Goiás, Maranhão, Minas Gerais (Credireal e Bemge), Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro e São Paulo (Banespa); iii) a opção de extinção (liquidação extrajudicial), para o Rio Grande do Norte, Minas Gerais (Minas Caixa), Alagoas, Amapá e Mato Grosso; iv) ou ainda a possibilidade de transformação em agência de fomento para os bancos do Amazonas, Rio Grande do Sul, Santa Catarina (Besc), Bahia (Desenbanco), Minas Gerais (BDMG), Pernambuco, Roraima, Amapá, Rondônia, Acre e Alagoas. Fizeram uso deste programa o Banco do Estado do Rio de Janeiro (BANERJ), que foi privatizado e em julho de 1997 foi comprado pelo Itaú, o Banco do Estado de São Paulo (BANESPA), comprado em novembro de 2000 pelo Santander Central Hispano, o Banco do Estado de Minas Gerais que foi privatizado em 1998 e posteriormente vendido ao Banco Itaú além de outras privatizações como as dos bancos de Pernambuco, Mato Grosso e Santa Catarina.

2.2 A reestruturação de propriedade e a concentração bancária

Um fato de extrema relevância para o setor bancário nacional após a implementação do Plano Real é que o número de bancos com controle estrangeiro (BCE) no Brasil passou de 36 em junho de 1995 para 69 em dezembro de 2000, como

mostra o Quadro 1 abaixo (em termos percentuais, tem-se uma mudança de uma participação de 14,75% para 35,94% respectivamente). Também no Quadro 1, os bancos públicos estão separados em bancos públicos federais (BPF) e bancos estaduais (BE) para ressaltar a diminuição significativa no número destes últimos a partir de junho de 1997 (reflexo do PROES).

Quadro 1 – Resumo do número de bancos por tipo de controle

Tipo	1993		1994		1995		1996		1997		1998		1999		2000	
	jun	dez	jun	dez	jun	dez	jun	dez	jun	dez	Jun	dez	jun	dez	jun	dez
BPF	5	5	5	5	5	5	5	5	5	4	5	5	5	7	9	10
BE	24	24	26	26	26	26	26	26	26	22	20	17	16	12	10	7
BPN	141	145	148	146	145	142	139	131	127	119	110	105	100	96	94	93
BPE	32	32	31	31	32	32	28	28	24	26	21	17	16	12	12	13
BCE	36	36	36	37	36	36	37	40	43	44	50	58	64	67	68	69
Total	238	242	246	245	244	241	235	230	225	215	206	202	201	194	193	192

Fonte: CAVALCANTE & JORGE NETO (2002)

No que diz respeito aos bancos privados nacionais (BPN), vários grupos que atuavam há um longo tempo retiraram-se do sistema, encerrando suas atividades ou transferindo o controle societário para instituições financeiras estrangeiras. Outros destes grupos cresceram ou mantiveram suas posições ou ainda se juntaram a outros antigos grupos nacionais, em um grande movimento de renovação. Quanto aos bancos não nacionais, no Quadro 1 também pode ser percebido, a partir de junho de 1996, uma acentuada redução do número de bancos com participação estrangeira (BPE) e a entrada dos bancos com controle estrangeiro, esta última marca de forma considerável o sistema bancário nacional, em função tanto do ingresso das novas instituições no país quanto da própria ampliação da atuação dos bancos estrangeiros que já se encontravam no Brasil.

O que também pode ser observado é que o Plano Real provocou uma forte concentração bancária no Brasil (isto também pode ser visto na linha do total dos bancos no Quadro 1), acompanhando um processo que vem acontecendo em escala mundial. Neste sentido, CORAZZA (2000) e MEIRELLES (1999) utilizaram o Índice de Herfindhal (IH) e os Números Equivalentes (NE) para medir o processo de

concentração bancária no Brasil ao longo do tempo com base no total dos depósitos bancários. O IH é um índice que quanto maior é o seu valor uma maior concentração é indicada. Conforme os dados do Quadro 2, vislumbrando um horizonte de tempo um pouco maior que o do Plano Real, o IH apresenta o seguinte comportamento ao longo do tempo: no período de 1946 a 1965, foi baixo e estável, variando de 0,022 a 0,020; no período de 1965 a 1975, eleva-se rapidamente, passando de 0,020, em 1965, para 0,066, em 1975; no período de 1975 a 1987, o mesmo decresce, passando de 0,066 para 0,055; no período de 1987 a 1996, já durante o Plano Real, estabiliza-se, pois em 1996 representa 0,048; mas entre 1996 e 1997 acentua-se a concentração, chegando seu valor a 0,071.

Quadro 2 – IH e NE do sistema bancário privado medido com base no total de depósitos

Ano	1946	1955	1965	1970	1975	1987	1991	1996	1997
IH	0,022	0,020	0,020	0,031	0,066	0,055	0,0467	0,0482	0,071
NE	45	50	50	32	15	18	21	20	14

Fonte: MEIRELLES (1999)

A outra medida de concentração exposta, é a chamada medida dos Números Equivalentes. Ao contrário do IH, quanto maior um NE menor a concentração e vice versa. Conforme indica o Quadro 2, no período de 1946 a 1965, houve uma desconcentração do mercado bancário, uma vez que os NE passaram de 45 para 50, ficando estáveis no período de 1955 a 1965; mas, a partir de 1965 até 1977, houve forte concentração, chegando os NE a 15 neste último ano; no período de 1975 a 1996, houve uma leve desconcentração, ou mesmo uma certa estabilidade; mas entre 1996 e 1997, novamente uma forte concentração, como já indicava o IH, ou seja, neste último ano o índice de concentração foi o mais elevado dos últimos cinquenta anos (segundo os autores citados).

CAVALCANTE & JORGE NETO (2002) também ressaltam a concentração dos ativos totais dos bancos brasileiros. Em dezembro de 1992 os BPF, os BE e os BPN detinham mais de 86% de todos os ativos do sistema, enquanto os BCE e os BPE ficavam com menos de 14%, mas este quadro começa a se alterar a partir do Plano Real e intensifica-se em junho de 1997, chegando em dezembro de 1999 com um novo cenário: os BCE, os BPF e os BPN detêm quase 90% dos ativos totais, ficando a

participação dos BPE e dos BE em torno de 10%. Isto ressalta a forte influência exercida pela entrada dos bancos com controle estrangeiro na distribuição dos ativos do sistema bancário nacional (tinham 7,51% dos ativos do sistema em dezembro de 1992 elevando-se para 27,52% em dezembro de 2000), ao mesmo tempo em que os BE perderam espaço (12,79% em dezembro de 1992 e, depois, 3,87% em dezembro de 2000) devido às privatizações ocorridas ao longo do período considerado. Houve ainda uma queda na participação dos bancos públicos federais nos ativos totais do sistema (que diminuiu cerca de 10% desde o início do Plano Real) assim como nos bancos privados nacionais, que em dezembro de 1992 tinham 30,91% chegando a 28,83% em dezembro de 2000.

2.3 Evolução das operações de crédito e outras variáveis bancárias

Após a implementação do Plano Real, a entrada de novos bancos estrangeiros no mercado bancário brasileiro, as privatizações, as mudanças de controle acionário, as aquisições e fusões e outros tantos fatos correlacionados, ocasionaram, além da reestruturação quantitativa da composição do sistema financeiro brasileiro, uma redistribuição dos ativos, das operações de crédito, do patrimônio líquido e dos depósitos totais do sistema como um todo, de acordo com o tipo de controle dos bancos.

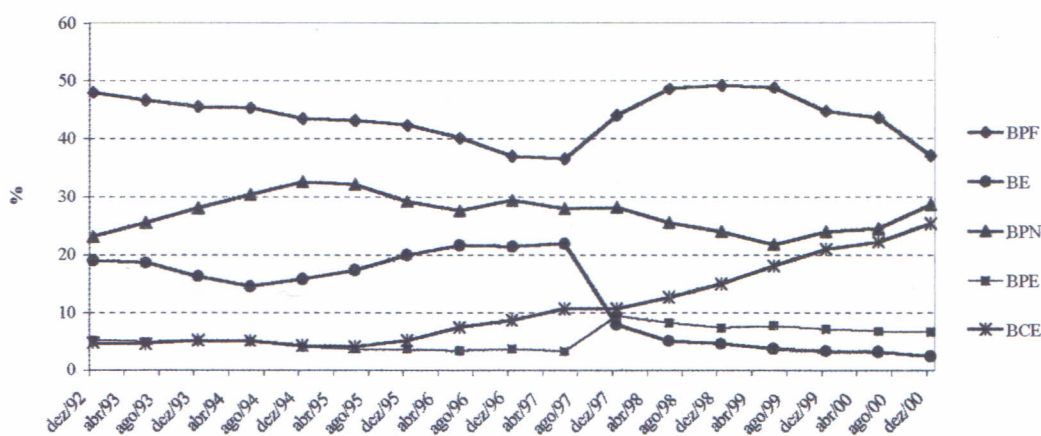
Considerando os dados agregados, sem especificar o tipo de controle dos bancos, CAVALCANTE (2002) observa que ao longo deste período considerado houve um aumento nos ativos totais⁴ do sistema bancário nacional, partindo de um montante de R\$ 678.004.355 (mil) em dezembro de 1992 e chegando a R\$ 818.261.359 (mil) em dezembro de 2000. No mesmo período, as operações de crédito tiveram uma pequena redução, de R\$ 246.431.788 (mil) para R\$ 225.342.295 (mil), verificando-se um ligeiro acréscimo no período imediatamente após ao lançamento do Plano Real, mas retornando ao patamar inicial em dezembro de 1997 e logo após

⁴ Todos os valores nesta seção foram deflacionados pelo IGP-DI de dezembro de 2000.

seguinte uma tendência de declínio. Para antes do Plano Real, tudo indica que a incapacidade de previsão das condições futuras de pagamento combinada com uma possibilidade de inflação maior inibiam a economia de tomar e ofertar crédito. Por outro lado, a falta de um mercado de crédito era de segunda importância dados os lucros dos bancos com as aplicações em títulos públicos.

Ainda em relação às operações de crédito, pode ser observado no Gráfico 1 que o seu comportamento é bastante semelhante ao descrito para os ativos totais. CAVALCANTE & JORGE NETO (2002) também observam que a redução dos ativos dos bancos privados nacionais foi acompanhada de uma elevação proporcional nas operações de crédito. Com base nisso, a capacidade competitiva destes bancos foi mantida por meio de uma reestruturação na captação de recursos e uso de fontes de financiamento. Tal reestruturação também foi acentuada ainda mais devido à perda de participação destes bancos no total dos depósitos à vista, o qual caiu de 38,2% em dezembro de 1992 para 29,19% em dezembro de 2000. Convém chamar a atenção para o forte incremento tanto nas operações de crédito quanto nos depósitos totais dos bancos com controle estrangeiro, que de 4,75% em dezembro de 1992 passaram a 25,37% em dezembro 2000 e de 6,97% para 21,31%, respectivamente. Já os bancos públicos federais, ofertavam 48,03% do crédito em dezembro de 1992 tendo restringido a oferta para 37,01% em dezembro de 2000, enquanto os depósitos elevaram-se de 34,45% para 38,18% no mesmo período.

Gráfico 1 – Operações de crédito por tipo de controle: participação no total



Focando a análise no comportamento das operações de crédito em termos de volume, CARVALHO *et. al.* (2002) observam que houve uma queda acentuada na oferta de crédito do setor público, tanto por parte dos bancos públicos federais quanto dos bancos públicos estaduais, implicando em uma queda de participação dessa atividade no PIB. Pelos dados levantados por CAVALCANTE (2002), os empréstimos das instituições bancárias públicas para as atividades dos diversos setores econômicos, reduzem sua participação no PIB de 17,01% em dezembro de 1992 para 7,87% em dezembro de 2000. Já a participação dos bancos com controle estrangeiro, neste quesito passou de 1,21% em 1992 para 5,06% em 2000, enquanto a dos bancos privados nacionais permaneceu relativamente constante com um leve decréscimo no final do período, de 5,86% em dezembro de 1992 para 5,69% em dezembro de 2000. No total dos cinco tipos de instituições por tipo de controle, a participação do crédito para os diversos setores no PIB cai em cerca de 25,39% em 1992 para 19,95% em 2000.

Conforme PUGA (1999) também discuti, a menor importância na participação das instituições públicas na oferta de crédito deveu-se ao processo de redução da presença do governo no sistema financeiro brasileiro. No entanto, embora se tenha observado uma relativa estagnação com um leve decréscimo da participação das instituições privadas na oferta de crédito, também se observou que a oferta de crédito por parte destas instituições não acompanhou a evolução do PIB. Portanto, disso pode ser concluído que há indícios de que o aumento da oferta de crédito do sistema financeiro privado não sofreu a expansão esperada pela reestruturação do sistema financeiro e pela entrada dos bancos estrangeiros, como previa o governo na data em que providenciou as medidas de entrada. CAVALCANTE & JORGE NETO (2002) também chegam a esta conclusão.

2.4 Análise da eficiência e da concorrência

Uma vez localizada a questão do sistema financeiro brasileiro na história recente, chamando a atenção para os movimentos de concentração e evolução das

variáveis bancárias, é interessante fazer agora uma breve discussão acerca da eficiência e da concorrência no setor desde o início do Plano Real em meados de 1994 para dar suporte ao desenvolvimento deste trabalho nos próximos capítulos. No que tange aos estudos sobre a eficiência no setor bancário nacional, autores como SILVA & JORGE NETO (2001), NAKANE (1999) e BEVILAQUA & LOYO (1998) verificam empiricamente, com técnicas econométricas apropriadas, que o sistema vem ganhando eficiência desde o início do Plano Real. De uma forma bastante geral, estes estudos constata economias de escala e mostram a possibilidade de redução dos custos unitários com a ampliação da escala do setor. Estes trabalhos também dão indícios de que houve ganhos nos processos de fusões e incorporações ocorridas após a implementação do Plano Real.

Já os trabalhos que discutem as questões da concorrência no setor bancário nacional, baseados em exercícios empíricos e no uso de técnicas econométricas apropriadas, são bastante escassos na academia brasileira. Com destaque está o trabalho de NAKANE (2001), que teve como objetivo específico testar o nível de competição na indústria bancária brasileira utilizando uma técnica econométrica conhecida por Método Bresnahan-Lau. Seu trabalho aponta que no Brasil a competição entre os bancos não se enquadra em nenhuma das estruturas polares de competição perfeita ou cartel. Todavia, o autor conclui que a indústria bancária brasileira é altamente competitiva e sugere que futuras pesquisas atentem para identificar possíveis formas de competição imperfeita. E é com este objetivo que a presente dissertação aponta nos próximos capítulos uma estruturação teórica e uma estruturação empírica para ajudar a melhor compreender as questões competitivas do setor bancário brasileiro.

3 ESTRUTURAÇÃO TEÓRICA

No presente capítulo, primeiro é apresentado o modelo de Monti-Klein que é usado para interpretar o comportamento bancário. Em seguida são discutidos os equilíbrios teóricos envolvidos e por último é discorrido sobre a questão da demanda por novos créditos bancários.

3.1 O comportamento bancário e o modelo de Monti-Klein

Existem várias versões para o chamado modelo de Monti-Klein⁵. Neste trabalho é usada uma especificação como àquela apresentada por JAUMANDREU & LORENCES (2002). Nesta especificação, o modelo é dinâmico e os bancos apresentam um custo marginal comum.

Inicialmente, considere que para um determinado horizonte de tempo muito dos novos empréstimos são formalizados por uma taxa de juros prefixada. Sendo assim, é assumido que o objetivo dos bancos é maximizar um fluxo intertemporal descontado de lucros esperados que serão derivados das aberturas (ou renovações) de créditos em um dado momento do tempo. Por exemplo, se o problema é resolvido em um jogo do tipo Bertrand, em um dado momento t o banco tem como objetivo maximizar a seguinte função valor (retirando o índice do jogador por simplicidade):

$$\text{Max.}_{r_t, r_{t+1}, \dots} V = \sum_t \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s E[\pi_{t+s}(r_t, r_{Rt})]$$

⁵ Ver FREITAS & ROCHET (1997) para maiores detalhes.

Onde π_{t+s} é o lucro do banco no período $t + s$ para um crédito aberto no período t com a taxa de juros (ou preço) r_t e o vetor das taxas de juros dos rivais r_{Rt} , δ é um fator de desconto no tempo ($0 < \delta < 1$) e S representa o maior horizonte de tempo existente para os créditos abertos em t .

Agora suponha que em t existe uma demanda para os novos empréstimos denotados por $\Gamma(r_t, r_{Rt})$ – em função dos preços do mercado – cuja fração λ_s deste crédito permanecerá depois de s períodos ($0 < \lambda_s < 1$ para $0 < s < S$, $\lambda_0 = 1$ e $\lambda_{S+1} = 0$).

Admita também que os bancos podem emprestar e pedir emprestado a uma taxa de juros interbancária comum. Assim, esta taxa constitui um custo marginal comum para todos os bancos. Então, denotando por i_{t+s}^e a taxa de juros interbancária esperada para o período $t + s$, o lucro esperado para o período $t + s$ pode ser escrito da seguinte maneira: $E(\pi_{t+s}) = (r_t - i_{t+s}^e) \lambda_s \Gamma(r_t, r_{Rt})$. Com esta especificação, a condição de primeira ordem para a função valor acima é:

$$\begin{aligned} \frac{\partial V}{\partial r_t} = & \Gamma(r_t, r_{Rt}) + (r_t - i_t^e) \frac{\partial \Gamma}{\partial r_t} + \delta \lambda_1 \left[\Gamma(r_t, r_{Rt}) + (r_t - i_{t+1}^e) \frac{\partial \Gamma}{\partial r_t} \right] + \dots \\ & \dots + \delta^S \lambda_S \left[\Gamma(r_t, r_{Rt}) + (r_t - i_{t+S}^e) \frac{\partial \Gamma}{\partial r_t} \right] = 0 \end{aligned}$$

Fazendo as operações algébricas necessárias na condição de primeira ordem exposta acima, chega-se a seguinte solução:

$$r_t = i_t^e + \frac{1}{\eta_t^B}$$

Onde $\eta_t^B = |1/\Gamma_t \partial \Gamma_t / \partial r_t|$ é a semi-elasticidade de Bertrand para a demanda de um novo crédito no período t , e i^e é um polinômio de antecipações feitas pelo banco para as futuras taxas interbancárias.

Note que ao considerar um custo de gerenciamento entre a captação e a realização dos empréstimos, pode ser assumido que no período t o banco prevê que uma unidade de custo é c_{t+s}^e para $t + s$ períodos. Sendo assim, o modelo pode ser facilmente adaptado a esta nova condição se for considerado que o lucro esperado de

um banco é $E(\pi_{t+s}) = (r_t - i_{t+s}^e - c_{t+s}^e) \lambda_s \Gamma(r_t, r_{Rt})$ e a nova solução será $r_t = i^e + c^e + 1/\eta_t^B$. Neste caso, a nova solução é igual a solução anterior adicionada de um termo de antecipações dos futuros custos de gerenciamento dos créditos.

3.2 A competição bancária e os equilíbrios competitivos

Na seção anterior foi utilizado o artifício da resolução de um jogo do tipo Bertrand. No entanto, o presente trabalho explora outros elementos da Teoria dos Jogos. Especificamente, são consideradas situações de jogo em Bertrand puro (todos os bancos competindo em preços), Bertrand por grupos (grupos de bancos competindo em preços) e Conluio (todos os bancos formam um único grupo sem que ocorra competição).

Sendo assim, admita agora que os bancos estejam dispostos a competir no mercado de operações de crédito ao invés de optarem exclusivamente por um outro ramo da atividade bancária. Desta forma, parece natural que, no caso de não cartelização, eles irão competir em preços e desejarão maximizar seus lucros. Então, considere que em qualquer tipo de jogo que possa ser suposto estes bancos desejam maximizar o lucro total do grupo ao qual pertencem, isto é, desejam maximizar $\pi_g = \sum_{i \in g} \pi_{ig}$ (por simplicidade é ocultado o índice de tempo, o que não altera os resultados), onde π_g representa o lucro total do grupo g ($g = 1, 2, \dots, G$) e π_{ig} representa o lucro do banco i pertencente ao grupo g .

Se o lucro para um dado banco i que pertence a um grupo g , em um dado período t , pode ser escrito como $\pi_{ig} = (r_{ig} - i^e) \Gamma_{ig}$, onde i^e agora está representando a taxa interbancária vigente, e se a variável de escolha deste banco é a sua taxa de juros (ou o seu preço), a solução de equilíbrio partirá da seguinte condição de primeira ordem:

$$\Gamma_i + (r_i - i^e) \frac{\partial \Gamma_i}{\partial r_i} + \sum_{\substack{j \neq i \\ i, j \in g}} (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_i} = 0 \quad i = 1, \dots, N; g = 1, \dots, G$$

Note que esta condição deve ser válida para todo banco i no universo dos N bancos atuantes no sistema e que se $G = N$ existe um jogo Bertrand puro, se $G = 1$ existe um Conluio que decide preços e se $1 < G < N$ existe um jogo Bertrand por grupos.

A resolução dos equilíbrios da forma como é posto acima é simples e está demonstrada no Apêndice I deste trabalho. Como primeiro passo para encontrar esta solução, é preciso definir uma matriz de derivadas $\Delta = [\partial\Gamma_i/\partial r_j]_{N \times N}$, que sob certas circunstâncias pode ser interpretada como uma matriz Jacobiana, e então, fazendo as operações algébricas necessárias, é encontrada a uma expressão $r = i^e + 1/\eta^E$ como a do modelo de Monti-Klein, onde r é um vetor coluna das taxas de equilíbrio de cada banco, i^e é um vetor coluna das taxas de juros interbancárias vigentes e $1/\eta^E$ é um vetor coluna representando o inverso da semi-elasticidade associada ao equilíbrio do jogo em questão.

Note que $1/\eta^E$ depende da forma de competição associada ao mercado. Em termos gerais, os seguintes resultados podem ser escritos:

- Bertrand puro: $1/\eta^B = - [\text{diag } \Delta]^{-1} \Gamma$
- Bertrand por grupos: $1/\eta^{BG} = - [\sum_{g \in G} \Theta_g \Delta \Theta_g]^{-1} \Gamma$
- Conluio: $1/\eta^{\text{Conluio}} = - \Delta^{-1} \Gamma$

Onde “diag” significa que a matriz é diagonal possuindo elementos não nulos na sua diagonal (correspondentes às derivadas $\partial\Gamma_i/\partial r_i$) e nulos fora da diagonal (correspondentes às derivadas $\partial\Gamma_i/\partial r_j$), Γ é um vetor coluna de demanda por novos empréstimos e Θ_g é uma matriz diagonal $N \times N$ com os elementos $\Theta_{ii} = 1$ na diagonal se o banco i pertence ao grupo g e com os elementos $\Theta_{ii} = 0$ no caso contrário ($\Theta_{ij} = 0$ para todo $i \neq j$). Por último, é preciso notar também que, da forma como o problema é apresentado, o resultado de um Conluio independe se a variável de escolha dos bancos é preço ou quantidade.

3.3 O comportamento do consumidor e a demanda por novos créditos

Pelo lado da demanda por novos créditos, é fácil imaginar que ela se enquadra em uma escolha de consumo intertemporal do agente econômico. Para isso, imagine que um determinado consumidor c estuda a possibilidade de tomar um crédito Γ^c ao preço r para consumir um determinado bem (ou bens) em um período $t = 0$. Imagine também, por simplicidade, que este agente econômico é honesto e que liquidará o pagamento deste crédito em um dado período $t = T$. Sendo assim, seguindo um raciocínio semelhante ao apresentado em SILBERBERG (1990), o problema deste agente econômico gira em torno da seguinte questão:

$$\text{Max.}_{c_0, c_1, \dots, c_T} V^c = \sum_{t=0}^T \rho^t U(c_t)$$

O problema acima diz que o consumidor c objetiva maximizar uma função utilidade intertemporal V^c em relação ao seu consumo no horizonte de tempo T . O problema também incorpora uma taxa de desconto ρ ($0 < \rho < 1$) e uma função $U(\cdot)$ estritamente côncava, contínua e diferenciável como de praxe.

Agora admita que este consumidor detém, em cada período t , uma dotação R e que ele, em decidindo tomar um crédito ao preço r , amortiza uma parcela κ_t (com $\kappa_0 = 0$) deste crédito em cada período t . Sendo assim, o problema do consumidor estará restrito pelo seguinte sistema:

$$\begin{aligned} c_0 &= R + \Gamma^c \\ c_1 &= R - r\Gamma^c - \kappa_1\Gamma^c \\ c_2 &= R - r(\Gamma^c - \kappa_1\Gamma^c) - \kappa_2\Gamma^c \\ c_3 &= R - r(\Gamma^c - \kappa_1\Gamma^c - \kappa_2\Gamma^c) - \kappa_3\Gamma^c \\ &\vdots \\ c_T &= R - r(\Gamma^c - \kappa_1\Gamma^c - \kappa_2\Gamma^c - \kappa_3\Gamma^c - \dots - \kappa_{T-1}\Gamma^c) - \kappa_T\Gamma^c \\ c_{T+1} &= R \end{aligned}$$

O sistema de restrições⁶ acima pode ser simplificado da seguinte forma: imagine que no período $t = 0$ o consumidor c obtém um crédito que aumenta sua renda de R para $R + \Gamma^c$; nos períodos seguintes, até $t = T$, quando o crédito for totalmente pago, a renda do consumidor será $R - J_t - A_t$, isto é, sua renda normal descontada de juros e amortizações pagas no período t . Tendo discutido o problema acima, de uma forma geral, sem impor uma forma para a função $U(\cdot)$, a solução será uma função do vetor de amortizações, da taxa de ansiedade do consumidor, da renda e do preço do crédito, isto é, $\Gamma^c = f(\kappa', \rho, R, r)$ para $\Gamma^c > 0$.

Agora, abstraindo um pouco do raciocínio geral exposto anteriormente, é natural imaginar que o consumidor decide demandar crédito com base em uma avaliação subjetiva de seu custo de oportunidade (o que, de certa maneira, está intrínseco a resposta anteriormente descrita). Com base nessa idéia, o trabalho de CORVOISIER & GROPP (2002) assume, de forma simplificada, que o consumidor de novos créditos bancários, ao decidir consumir, observará o preço de todos os bancos presentes no mercado e associará estes com suas questões pessoais. Portanto, para um banco i qualquer, em um dado período t , a demanda por seus novos empréstimos pode ser representada por $\Gamma_{it} = \sum_{c \in C} \Gamma_t^c$ onde Γ_t^c representa a demanda por novos créditos de cada consumidor $c \in C$ do conjunto de todos os C consumidores de novos créditos do banco i em um período t . Assim, a demanda por novos empréstimos do banco i pode ser escrita em função do descolamento de seu preço em relação à média dos preços dos rivais, isto é:

$$\Gamma_{it} = \alpha_i - \beta \left(r_{it} - \left(\prod_{j \neq i}^{N-1} r_{jt} \right)^{1/(N-1)} \right) \quad i, j = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \alpha_i, \beta \geq 0$$

Neste caso, a demanda por novos empréstimos do banco i no período t depende do descolamento de seu preço em relação à média geométrica dos seus rivais. E note que, para este caso, a matriz Δ pode ser escrita com os seus elementos da diagonal principal na forma $\Delta_{ii} = \partial \Gamma_i / \partial r_i = -\beta < 0$ e com os seus elementos fora da diagonal principal na forma $\Delta_{ij} = \partial \Gamma_i / \partial r_j = \{\beta / (N-1)\} \cdot \{r_i^m / r_j\} > 0$ se $i \neq j$, onde Δ_{ij} representa o

⁶ A igualdade $c_{T+1} = R$ não representa uma restrição, é meramente ilustrativa.

elemento da linha i e da coluna j , r_i^m é a média geométrica dos preços dos rivais do banco i e r_j é o preço do banco j . É fácil ver que todas as derivadas que compõem a matriz Δ condizem com a Teoria Econômica – se o preço do crédito em um banco i aumenta, *ceteris paribus*, sua demanda diminui e a demanda dos seus rivais aumenta. Sendo assim, a elasticidade preço da demanda (E_{ii}) deve ser escrita na seguinte forma:

$$E_{ii} = \Delta_{ii} \frac{r_i}{\Gamma_i} = -\beta \frac{r_i}{\Gamma_i}$$

Quanto à elasticidade preço cruzado da demanda (E_{ij}), conforme a discussão está estruturada, ela será escrita em uma forma peculiar levando em conta todos os preços do sistema. Fazendo algumas operações algébricas simples, chega-se ao seguinte resultado:

$$E_{ij} = \Delta_{ij} \frac{r_j}{\Gamma_i} = \frac{\beta}{(N-1)} \frac{r_i^m}{\Gamma_i}$$

É interessante também observar, nesta discussão acerca da demanda por novos créditos bancários, que sendo esta vista como uma função do descolamento do preço deste banco em relação à média dos preços dos seus rivais, todas as formas de combinação linear côncava (como uma média aritmética ou uma média ponderada deste descolamento, por exemplo) levariam a singularidade da matriz Δ – a demonstração encontra-se no Apêndice II deste trabalho. Isto inviabilizaria o exercício empírico da verificação dos equilíbrios porque seria impossível inverter Δ , conseqüentemente, seria impossível formular a hipótese de Conluio.

Como um último ponto nesta discussão acerca da demanda por novos créditos de um dado banco, vale notar também que se não for considerado que a demanda por novos créditos de um dado banco é função do descolamento do seu preço em relação à média dos preços dos seus rivais, isto é, se todos os preços não forem agregados em um único regressor que seja condizente com a Teoria Econômica, o exercício empírico também poderia ser comprometido por uma relação intrínseca das funções de reação de cada banco. Existindo tal relação, implicaria na existência de uma correlação entre

os preços usados como regressores, o que, por sua vez, comprometeria qualquer teste de hipóteses que fosse necessário fazer. Consequentemente, seria difícil chegar a alguma conclusão robusta.

4 ANÁLISE EMPÍRICA DA CONCORRÊNCIA

Este capítulo começa por apresentar os dados utilizados para a análise empírica, em seguida é feita uma discussão sobre as especificações para a estimação, seguido pelos resultados para a demanda, para as elasticidades e para os equilíbrios, terminando por apresentar um teste para a escolha entre os equilíbrios estimados no qual estão baseadas as conclusões.

4.1 O mercado de crédito bancário no Brasil e os dados

Os dados bancários utilizados são constituídos de observações dos balanços semestrais no período de junho de 1994 a dezembro de 2000 retirados do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF) e disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil na Internet⁷. E de forma semelhante a alguns estudos do Banco Central do Brasil, também disponibilizados na Internet, utilizou-se uma amostra com doze dos maiores bancos de propriedade privada atuantes no país durante o período de estudo (ABN, BANKBOSTON, BBA, BILBAO VIZCAYA, BRADESCO, CITIBANK, HSBC, ITAÚ, SAFRA, SANTANDER, SUDAMERIS e UNIBANCO). Durante todo o período em questão, estes doze bancos sempre foram responsáveis por mais da metade das operações de crédito efetuadas por bancos privados no Brasil.

Também são utilizadas uma série de PIB semestral disponibilizada pelo IPEA na Internet⁸ e uma série da taxa selic mensal (que será usada como a taxa de juros interbancária do modelo de Monti-Klein) também disponibilizada pelo Banco Central do Brasil na Internet. Todos os dados bancários e o PIB foram deflacionados com base no IGP-DI de dezembro de 2000.

⁷ www.bc.gov.br

⁸ www.ipeadata.gov.br

O Banco Central do Brasil não pôde disponibilizar as séries históricas de taxas de juros cobradas por cada tipo de operação de crédito de cada instituição que compõe a amostra argumentando que tais séries são sigilosas e de uso exclusivo do banco. Sendo assim, como variável *proxy* para o preço das operações de crédito é utilizado a renda média das operações de crédito. Isto é, a variável preço está definida como o valor da conta *Rendas de Operações de Crédito* (COSIF N.º 71100001) dividido pelo valor da conta *Operações de Crédito* (COSIF N.º 16000001).

Ao todo, é utilizado um painel não balanceado com 14 períodos e 12 bancos. Isso totaliza 162 informações para cada série dos dados bancários, onde apenas faltaram as informações de seis períodos para o HSBC (que ainda não tinha entrado no sistema bancário nacional) para que fosse montado um painel balanceado. Portanto, o conjunto de informações levantadas é suficientemente rico para o objetivo deste trabalho. Algumas destas informações são expostas na Tabela 1 de onde podem ser verificados certos tópicos que serão úteis em análises posteriores.

TABELA 1 – INFORMAÇÕES DA AMOSTRA

Período	PIB Semestral ^a	Média das Operações de Crédito ^a	Média das Despesas de Captação ^a	Preço médio ^b	Selic ao mês ^b
jun/1994	419 024 252	3 971 491	5 808 061	91,86	50,62
dez/1994	495 068 042	3 682 610	928 632	26,02	3,80
jun/1995	507 768 745	3 774 261	1 009 977	29,62	4,04
dez/1995	550 431 170	4 084 619	896 363	23,07	2,78
jun/1996	542 352 282	4 042 633	710 704	18,42	1,98
dez/1996	606 132 309	4 820 927	581 862	15,30	1,80
jun/1997	561 074 247	5 049 022	613 030	14,18	1,61
dez/1997	629 214 203	5 189 169	812 269	15,50	2,97
jun/1998	583 991 808	5 101 195	967 821	15,69	1,60
dez/1998	620 144 838	5 146 699	981 292	16,00	2,40
jun/1999	572 093 720	5 226 125	1 296 619	28,87	1,67
dez/1999	567 997 270	5 363 154	676 502	11,83	1,60
jun/2000	552 234 431	6 018 177	757 123	12,34	1,39
dez/2000	577 089 886	6 869 052	858 840	12,86	1,20

^a em mil de reais de dezembro de 2000

^b em percentual

Observando a Tabela 1 nota-se uma tendência crescente na média das operações de crédito dos bancos da amostra a partir de dezembro de 1994, condizente ao que já foi discutido no capítulo dois. Além disso, também podem ser observadas uma grande oscilação na média das despesas de captação e uma tendência decrescente mas um pouco oscilatória tanto no preço médio das operações de crédito quanto na taxa selic mensal. É interessante observar também que no período de junho de 1999 há uma queda brusca na tendência do PIB (todavia, lembre-se que normalmente o PIB do primeiro semestre é menor que o PIB do segundo semestre), bem como uma alta brusca nos custos de captação dos bancos e nos preços das operações de crédito. Esses fatos são decorrentes dos eventos que se sucederam à moratória da Rússia e das medidas que o Brasil adotou na época, tais como a desvalorização cambial. Esta última observação será útil na interpretação dos resultados estimados que serão apresentados adiante.

4.2 Especificações para estimação

Um primeiro aspecto relevante é a questão da verificação empírica da demanda por novos créditos bancários e a dificuldade de observá-la com precisão. Primeiro porque as informações disponíveis são os registros contábeis semestrais dos bancos, onde as informações sobre as operações de crédito nestes balanços agregam os cancelamentos, renovações e outros atos contábeis afins no que tange as operações de crédito lá registradas.

Mas grosso modo pode ser imaginado que para um determinado banco, em um determinado período de tempo, as informações contábeis registram os presentes níveis de operações de crédito igual às antigas mais as novas menos os cancelamentos, isto é, $L_t = L_{t-1} + \Gamma_t - C_t$. Pelo mesmo raciocínio, parece razoável imaginar que estes cancelamentos se associam com a fração λ do modelo de Monti-Klein apresentado anteriormente, e assim as operações de crédito observadas no período t podem ser escritas como $L_t = \Gamma_t + \lambda L_{t-1}$. Logo, seguindo a estruturação teórica exposta anteriormente, um modelo empírico para a demanda pode ser escrito como:

$$L_{it} = \alpha_i + \beta_r \left(r_{it} - \left(\prod_{j \neq i}^{N-1} r_{jt} \right)^{1/N-1} \right) + \beta_{PIB} PIB_t + \beta_{TVM} TVM_{it} + \beta_P P_{it} + \lambda L_{it-1} + v_{it}$$

ou

$$L_{it} = \alpha_i + \beta_r r_{it}^* + \beta_{PIB} PIB_t + \beta_{TVM} TVM_{it} + \beta_P P_{it} + \lambda L_{it-1} + v_{it} \quad (1)$$

Onde r_{it}^* representa o descolamento do preço do banco i em relação à média geométrica dos seus rivais e $\Gamma_{it} = \alpha_i + \beta_r r_{it}^* + \beta_{PIB} PIB_t + \beta_{TVM} TVM_{it} + \beta_P P_{it}$ representa a demanda por novos créditos semelhante ao que foi apresentado na estruturação teórica. Neste caso, espera-se que β_r seja menor que zero para que um aumento no preço do crédito em um banco i implique na redução de sua demanda. A variável PIB semestral é incorporada ao modelo com o objetivo de verificar sua influência sobre a demanda por novos créditos bancários sendo uma *proxy* para a renda agregada dos demandantes de crédito. A variável TVM (Títulos e Valores Mobiliários) busca captar uma relação entre o volume de crédito e os valores mobiliários que um banco possui, a idéia é que bancos com maiores volumes de operações mobiliárias geram maior confiança ao mercado, fazendo aumentar a demanda de seus produtos, inclusive crédito. A variável P (relação ativo do banco com total dos ativos dos bancos da amostra) procura captar se o tamanho do banco influencia na demanda por novos créditos.

Uma vez tendo um valor estimado de β_r , existe uma estimativa para a matriz Δ , conseqüentemente existem estimativas para as semi-elasticidades envolvidas em cada equilíbrio derivado anteriormente na estruturação teórica. Portanto, para completar a especificação empírica, seguindo o modelo de Monti-Klein, é preciso especificar também uma equação para os preços de equilíbrio. A função de preços do mercado é especificada da seguinte forma:

$$r_{it} = \psi_i + \sum_{s=0}^S \psi_{selic(s)} selic_{t+s} + \psi_C \frac{C_{it}}{L_{it}} + \psi_{SE} \frac{1}{\hat{\eta}_{it}^E} + v_{it} \quad (2)$$

Na especificação acima são levadas em consideração as taxas de juros selic ao mês por um período S adiante de t (fazendo alusão ao polinômio i^e no modelo de Monti-Klein), os custos médios de intermediação e administração das operações de crédito (cuja variável *proxy* será as *Despesas de Captação* – COSIF N.º 81100008 – dividido pelo total das *Operações de Crédito*), e as semi-elasticidades que mudarão conforme o equilíbrio competitivo do jogo que estiver sendo suposto para o sistema. Serão estudadas algumas combinações de equilíbrios, o que mudará constantemente o parâmetro da semi-elasticidade gerando, conseqüentemente, algumas equações estimadas para os preços a fim de serem testadas de forma apropriada e gerarem base para a conclusão acerca da estrutura de mercado vigente no sistema.

Quanto ao procedimento de estimação, as regressões para as equações (1) e (2) são realizadas assumindo todos os regressores como exógenos e os erros contemporaneamente correlacionados, isto é, usam-se mínimos quadrados ponderados com um vetor de erros $\varepsilon = [\varepsilon_1', \varepsilon_2', \dots, \varepsilon_N']'$ para N bancos em T períodos onde, por suposição, $E[\varepsilon] = 0$ e $E[\varepsilon\varepsilon'] = V$, e V é uma matriz $NT \times NT$ que formula os distúrbios da seguinte forma:

$$V = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T & \cdots & \sigma_{N1}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T & \cdots & \sigma_{N2}I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}I_T & \sigma_{N2}I_T & \cdots & \sigma_{NN}I_T \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I_T$$

Onde I_T é uma matriz identidade de ordem T e Σ é uma matriz que incorpora a ponderação dos distúrbios. Desta forma, a estimativa é feita utilizando-se um estimador de mínimos quadrados ponderados factível quando os resíduos são tanto heterocedásticos quanto contemporaneamente correlacionados entre as seções.

4.3 Resultados empíricos para a demanda

Abaixo são apresentados os resultados obtidos para a equação (1), onde as estatísticas t encontram-se subscritas entre parênteses. Pode ser observado que a equação apresenta o sinal da derivada com respeito ao descolamento de preços condizente com a Teoria Econômica e também se verifica um resultado positivo na derivada das operações de crédito dos bancos em relação à renda nacional, o que significa que a demanda por novos créditos de um banco do sistema tende a aumentar quando aumenta a renda do país. A estimativa da parcela λ em torno de 0,87 também parece ser coerente se comparada ao valor encontrado por JAUMANDREU & LORENCES (2002) para a Espanha, cujo resultado foi de 0,81.

$$\hat{L}_{it} = \hat{\alpha}_i - 41.299,21 r_{it}^* + 3,9 \times 10^{-6} PIB_t + 8,7 \times 10^{-8} TVM_{it} + 25.158,47 P_{it} + 0,87 L_{it-1}$$

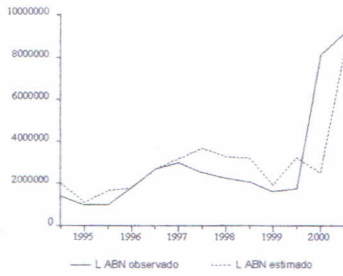
(-13,33)
(13,68)
(5,57)
(4,06)
(60,64)

O Gráfico 2 adiante reporta os resultados das operações de crédito (denominadas por L e apresentadas no eixo vertical em mil reais de dezembro de 2000) observadas e estimadas para cada banco da amostra. Como se pode observar visualmente, a equação estimada também parece ter um bom poder de previsão.

Como a equação (1) foi estimada com a suposição de que o descolamento de preços era dado exógenamente, foi executado um teste de exogeneidade de Hausman⁹ para verificar se a variável r_{it}^* se correlacionava com o resíduo, o que traria sérios problemas para a análise dos dados. O teste foi executado por uma regressão em mínimos quadrados ordinários de r_{it}^* como variável dependente e a série de resíduos gerados na estimação da equação (1) como variável independente. Conforme já era esperado, o teste de Hausman, via teste da estatística t, rejeita a hipótese de que r_{it}^* seja relacionado com o resíduo da equação (1) ao nível de 1% de significância.

⁹ Ver WOOLDRIDGE (2001) para maiores detalhes.

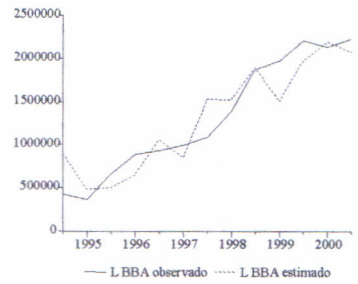
GRÁFICO 2



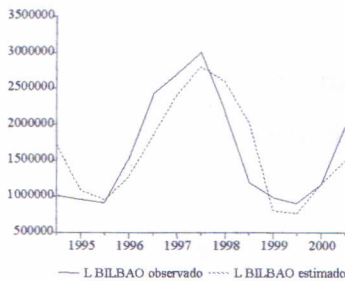
(a)



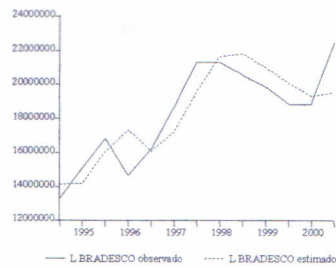
(b)



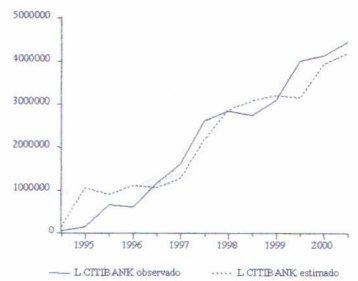
(c)



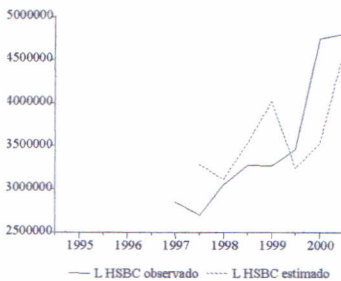
(d)



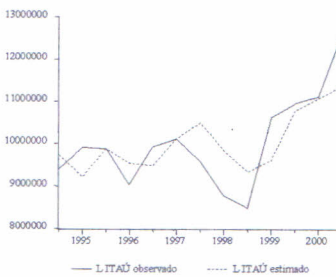
(e)



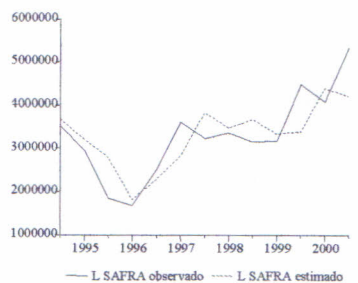
(f)



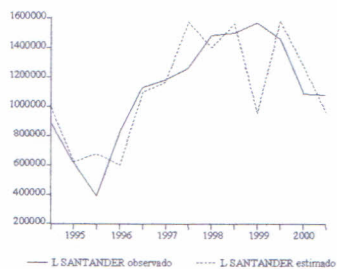
(g)



(h)



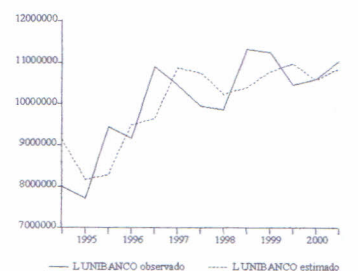
(i)



(j)



(k)



(l)

4.4 Resultados empíricos para as elasticidades

Com base nos resultados obtidos para a equação (1), também é possível obter estimativas para as elasticidades preço da demanda por novos créditos dos bancos que compõem a amostra. Entretanto, antes de apresentar estes resultados estimados, é interessante recordar a discussão teórica anterior acerca da elasticidade preço da demanda e da elasticidade preço cruzado da demanda. Neste sentido, é importante notar que, dada à estruturação do trabalho, se a média geométrica dos preços dos rivais de um dado banco for muito semelhante ao preço deste banco, a correspondente elasticidade preço cruzado será aproximadamente a elasticidade preço em valor absoluto deste banco dividido pelo número de seus rivais. De forma geral, verifica-se que se $E_{ii} = -\beta (r_i / \Gamma_i)$ e $E_{ij} = (\beta / (N-1)) (r_i^m / \Gamma_i)$ com $r_i \cong r_i^m$ então implica que ocorre $E_{ij} \cong |E_{ii}| / (N-1)$.

TABELA 2
VALORES ABSOLUTOS ESTIMADOS PARA A ELASTICIDADE PREÇO DA DEMANDA

	dez/94	jun/95	dez/95	jun/96	dez/96	jun/97	dez/97	jun/98	dez/98	jun/99	dez/99	jun/00	dez/00
ABN	2,72	6,31	1,61	1,11	0,81	1,07	0,89	0,82	0,69	7,75	0,60	0,75	0,63
BANKBOSTON		1,55	1,17	1,35	1,42	0,88	0,68	1,45	0,76	0,96	3,14	1,44	0,76
BBA	2,25	13,16	3,71	4,57	1,94	9,48	0,60	0,65	0,58		1,41	1,49	2,16
BILBAO		7,54	7,95	1,33	1,11	1,82	1,38	2,21	5,07			1,20	0,87
BRADESCO	0,46	0,61	0,26	0,39	0,20	0,19	0,21	0,25	0,24	0,39	0,28	0,24	0,12
CITIBANK	8,79	0,71	0,92	1,07	1,12	2,12	0,61	0,93	1,04	1,13	0,88	0,92	0,69
HSBC							0,94	0,94	0,85	0,84	1,70	1,30	1,56
ITAÚ	1,17	2,12	0,93	1,40	0,55	0,53	0,48	0,55	0,52	0,37	0,36	0,36	0,20
SAFRA	3,45	27,55	4,58	3,27	0,71	1,00	1,16	1,10	1,04	2,13	0,66	1,33	0,41
SANTANDER			8,04	1,69	1,16	3,89	0,85	2,00	2,70		1,21	2,51	2,83
SUDAMERIS	5,47	24,89	2,63	1,45	0,86	1,36	0,94	1,09	0,76	1,53	0,89	1,21	1,11
UNIBANCO	0,72	0,99	0,34	1,37	0,66	0,86	0,68	0,63	0,42	2,40	1,03	0,69	0,26
Média	3,13	8,54	2,92	1,73	0,96	2,11	0,78	1,05	1,22	1,94	1,06	1,12	0,97

Feita esta observação anterior, e registrando que em um número razoável dos casos observados $r_i \cong r_i^m$, é pouco interessante apresentar concomitantemente os resultados estimados para ambas elasticidades. A Tabela 2, posta anteriormente, apresenta os resultados estimados para a elasticidade preço da demanda de cada banco em cada período da amostra.

Em primeiro lugar, é importante observar que as células da Tabela 2 que estão em branco são referentes aos pontos onde a demanda por novos créditos estimada foi igual a zero (este aspecto é discutido adiante com maiores detalhes), impossibilitando o cálculo da referida elasticidade. Em segundo lugar, se for considerado que, em valor absoluto, uma elasticidade preço da demanda, estimada no ponto, for menor que a unidade ela reflete uma demanda inelástica e no caso contrário ela reflete uma demanda elástica, poder ser facilmente visto que, de forma geral, o mercado de crédito bancário privado no Brasil possui uma demanda relativamente elástica. No entanto, também é importante observar que os três maiores bancos da amostra (BRADESCO, ITAÚ e UNIBANCO) acumulam longos períodos de demanda inelástica por crédito.

4.5 Resultados empíricos para os equilíbrios

O primeiro passo para estudar a questão dos possíveis equilíbrios teóricos que poderão fazer com que a hipótese de conluio seja rejeitada, é formular as hipóteses. Como a hipótese de Conluio e Bertrand não precisam de suposições adicionais, a discussão maior recai em como formular possíveis grupos de interesse comum no sistema. Neste sentido, é interessante fazer duas observações: a primeira é que os três maiores bancos da amostra (BRADESCO, ITAÚ e UNIBANCO – todos de controle nacional), durante todo o período estudado, sempre foram responsáveis por mais da metade do total das operações de crédito realizadas pelos bancos da amostra; a segunda observação é o fato de que oito dos doze bancos da amostra estão sob controle ou com participação estrangeira durante todo o período estudado (ABN, BANKBOSTON, BBA, BILBAO VIZCAYA, CITIBANK, HSBC, SANTANDER e SUDAMERIS). Expostos estes dois fatos, é natural pensar em algumas hipóteses que se refiram a estas

duas observações, de tal forma que cinco hipóteses de equilíbrio foram especificadas e estimadas, quais sejam:

- (i) Hipótese Conluio: os doze bancos que compõe a amostra formam um único grupo, sem haver competição.

$$\hat{r}_{it} = \hat{\psi}_i + \underset{(40,79)}{1,31} \text{selic}_t + \underset{(7,22)}{2,99} \text{selic}_{t+1} + \underset{(24,17)}{2,24} \frac{C_{it}}{L_{it}} + \underset{(1,80)}{0,001} \frac{1}{\hat{\eta}_{it}^{CON}}$$

- (ii) Hipótese Bertrand: os doze bancos que compõe a amostra participam de uma competição oligopolística sem formação de grupos de interesse comum.

$$\hat{r}_{it} = \hat{\psi}_i + \underset{(47,27)}{1,28} \text{selic}_t + \underset{(10,62)}{1,95} \text{selic}_{t+1} + \underset{(25,41)}{2,39} \frac{C_{it}}{L_{it}} + \underset{(19,68)}{0,12} \frac{1}{\hat{\eta}_{it}^{BER}}$$

- (iii) Hipótese Bertrand G2: os doze bancos que compõe a amostra são divididos em *dois* grupos que decidem *preço*; um grupo é formado pelos bancos de controle ou participação estrangeira (ABN, BANKBOSTON, BBA, BILBAO VIZCAYA, CITIBANK, HSBC, SANTANDER e SUDAMERIS) e o outro grupo é composto pelos bancos complementares (BRADESCO, ITAÚ, SAFRA e UNIBANCO).

$$\hat{r}_{it} = \hat{\psi}_i + \underset{(46,71)}{1,30} \text{selic}_t + \underset{(7,15)}{2,47} \text{selic}_{t+1} + \underset{(29,09)}{2,25} \frac{C_{it}}{L_{it}} + \underset{(3,87)}{0,004} \frac{1}{\hat{\eta}_{it}^{BERG2}}$$

- (iv) Hipótese Bertrand GE: os doze bancos que compõe a amostra são divididos em *cinco* grupos que decidem *preço*; um grupo é formado pelos bancos de controle ou participação estrangeira (ABN, BANKBOSTON, BBA, BILBAO VIZCAYA, CITIBANK, HSBC, SANTANDER e SUDAMERIS) e os outros grupos são compostos *individualmente* pelos bancos complementares (BRADESCO, ITAÚ, SAFRA e UNIBANCO).

$$\hat{r}_{it} = \hat{\psi}_i + \underset{(51,85)}{1,29} \text{selic}_t + \underset{(8,27)}{2,16} \text{selic}_{t+1} + \underset{(28,87)}{2,29} \frac{C_{it}}{L_{it}} + \underset{(14,91)}{0,05} \frac{1}{\hat{\eta}_{it}^{BERGE}}$$

- (v) Hipótese Bertrand G3: os doze bancos que compõe a amostra são divididos em *dez* grupos que decidem *preço*; um grupo é formado pelos três maiores bancos da amostra (BRADESCO, ITAÚ e UNIBANCO) e os outros grupos são compostos *individualmente* pelos bancos complementares.

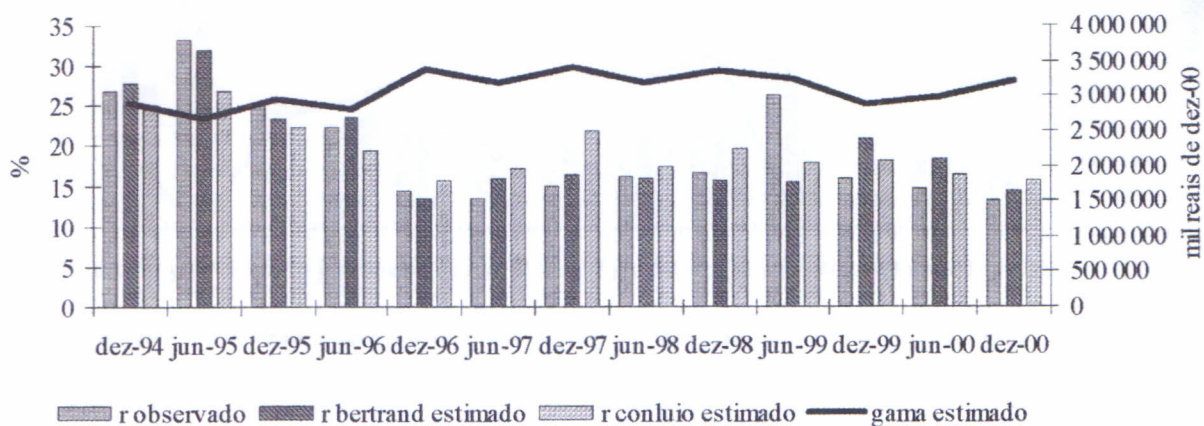
$$\hat{r}_{it} = \hat{\psi}_i + \underset{(51,33)}{1,28 \text{ selic}_t} + \underset{(11,01)}{2,00 \text{ selic}_{t+1}} + \underset{(30,86)}{2,39} \frac{C_{it}}{L_{it}} + \underset{(20,59)}{0,10} \frac{1}{\hat{\eta}_{it}^{BERG3}}$$

Vale comentar que foi introduzida na estimação da equação (2) – em cada uma das hipóteses formuladas – uma variável dada pela razão da conta *Provisões Para Operações de Crédito* (COSIF N.º 16900008) e da conta *Operações de Crédito* como variável *proxy* para inadimplência, mas que esta só foi aceita nas estatísticas t a níveis de significância maiores que 10%, por isso foi cortada. Também foi introduzida a variável *Provisões Para Operações de Crédito* em nível na estimação da equação (2), mas novamente a variável em questão só foi aceita nas estatísticas t a níveis de significância maiores que 10%, por isso também foi cortada dos resultados apresentados acima. Como é difícil imaginar que a taxa de inadimplência não afeta as taxas de juros cobradas pelos bancos, parece que as variáveis utilizadas para inadimplência não são boas como *proxy*, o que não vem a comprometer o trabalho da forma como ele está estruturado.

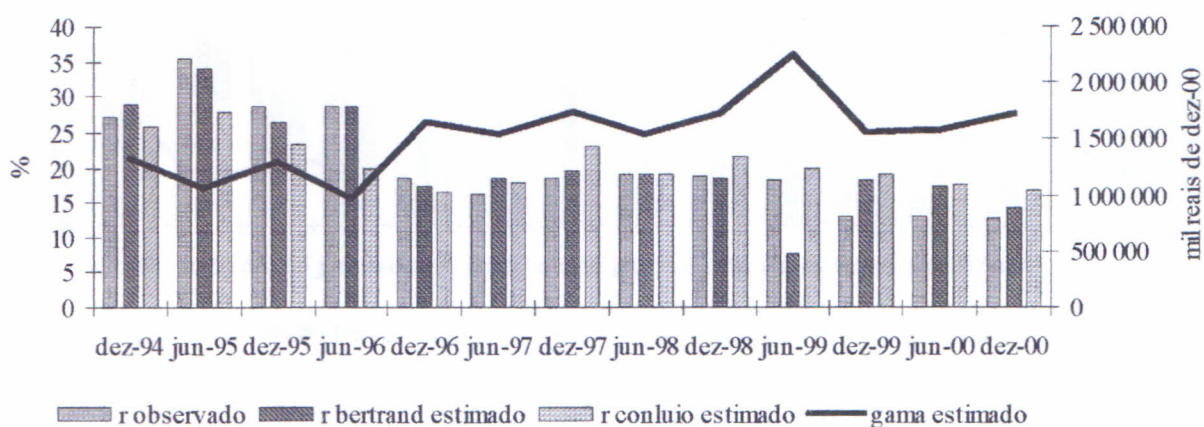
Para ilustrar melhor os resultados estimados para a equação (2), o Gráfico 3 apresenta as estimativas da demanda por novos créditos em contraste com o preço observado, o preço estimado da Hipótese de Conluio e o preço estimado da Hipótese de Bertrand. No eixo vertical esquerdo de cada um dos doze gráficos (um para cada banco da amostra) estão os pontos percentuais das taxas que estão denominadas por “r” na legenda, e no eixo vertical direito estão os pontos em mil reais de dezembro de 2000 da demanda por novos créditos estimada que está denominada por “gama” na legenda. Pode-se também observar no Gráfico 3 que em certos períodos para alguns bancos da amostra a demanda por novos créditos é igual a zero. Isto se dá pela forma com que ela foi definida. Como Γ_{it} estimada é igual a L_{it} estimada menos a parcela λ estimada que multiplica L_{it-1} acrescida de um termo de erro, e como por definição tem-se que $\Gamma_{it} \geq 0$, valores negativos de Γ_{it} foram associados ao termo de erro, considerando $\Gamma_{it} = 0$.

GRÁFICO 3

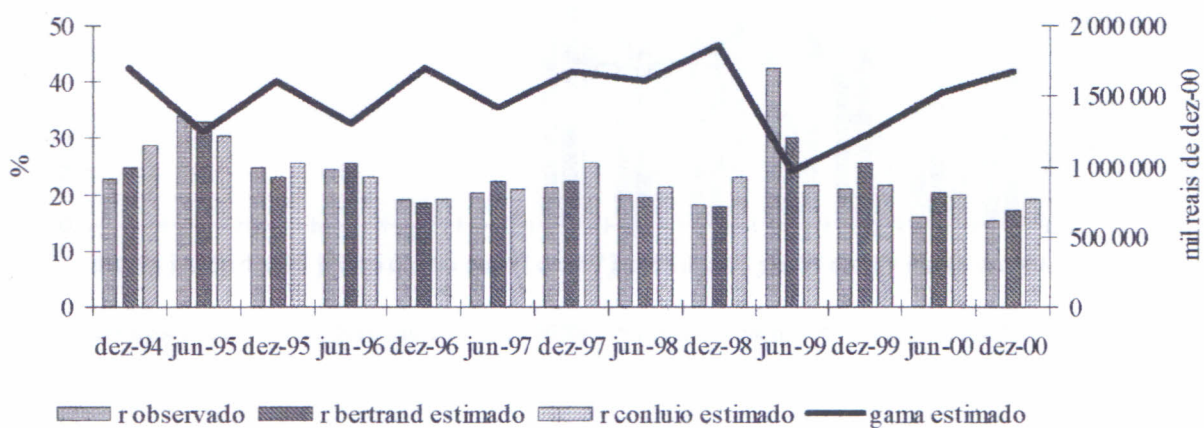
BRADESCO



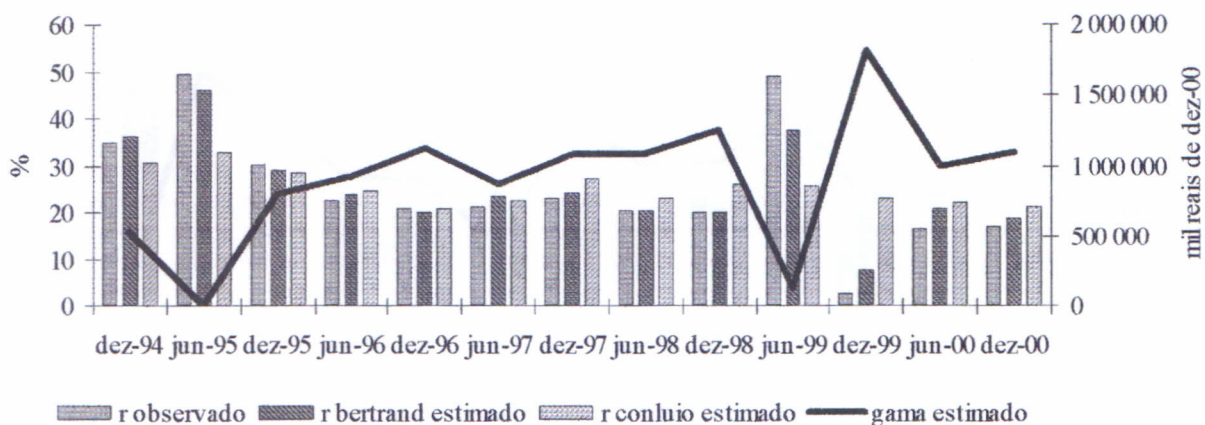
ITAÚ



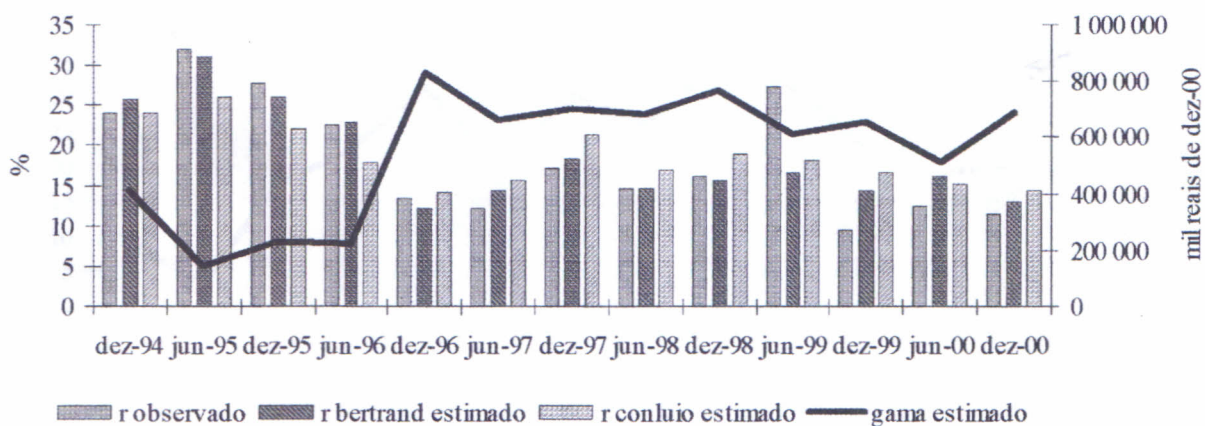
UNIBANCO



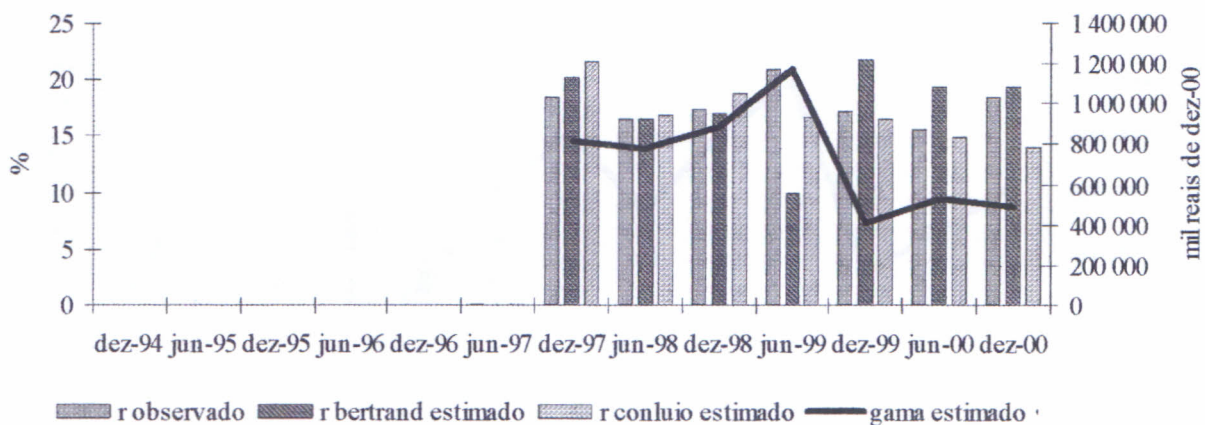
ABN



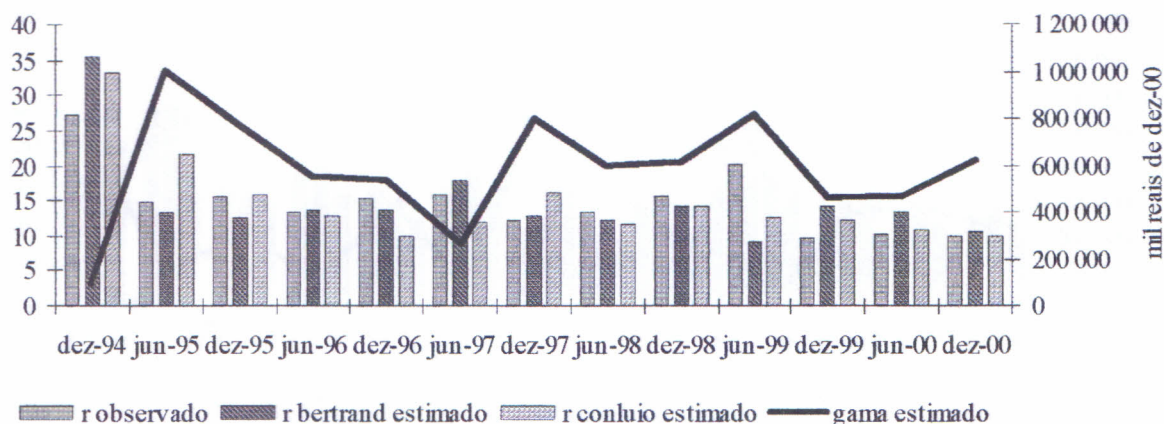
SAFRA



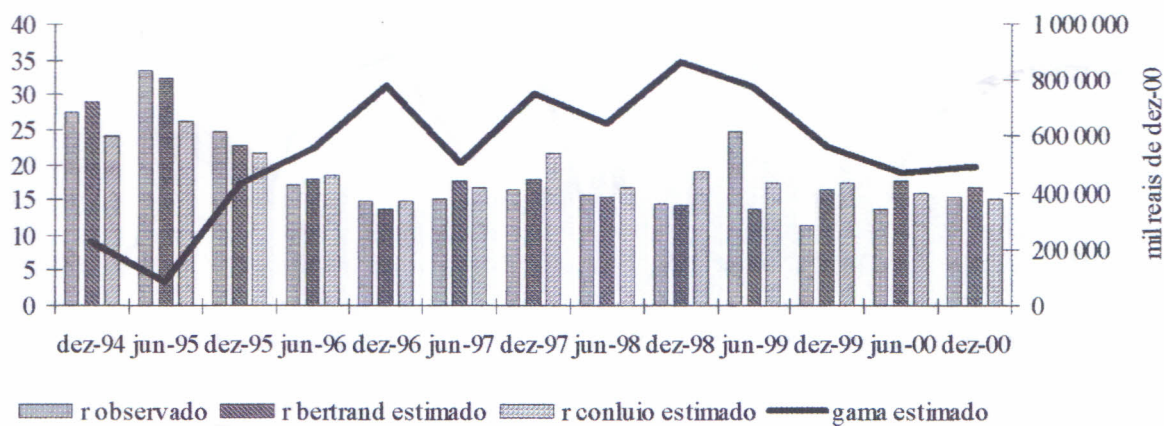
HSBC



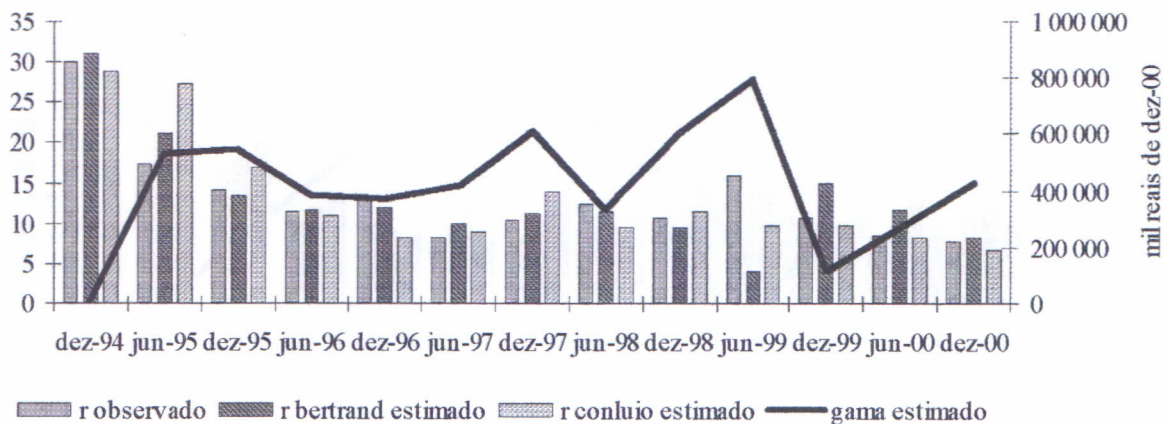
CITIBANK



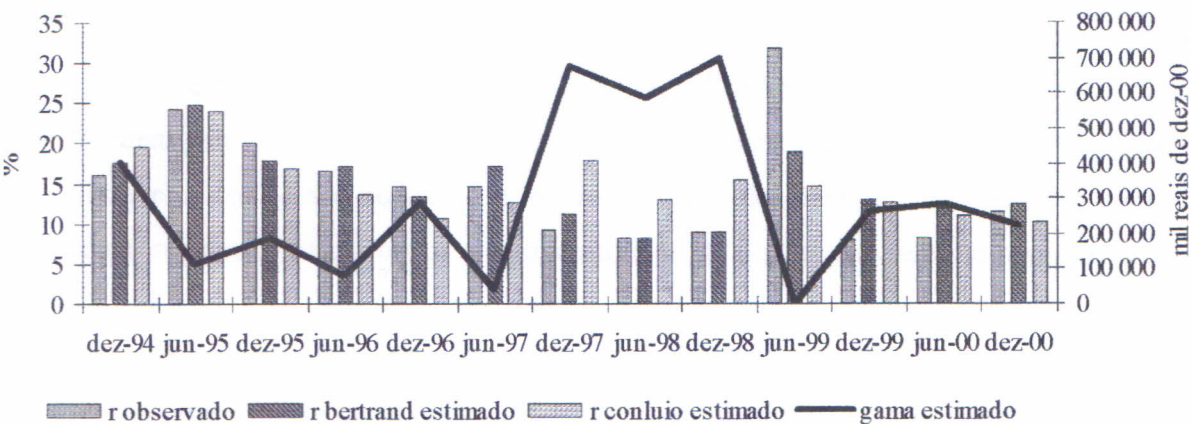
SUDAMERIS



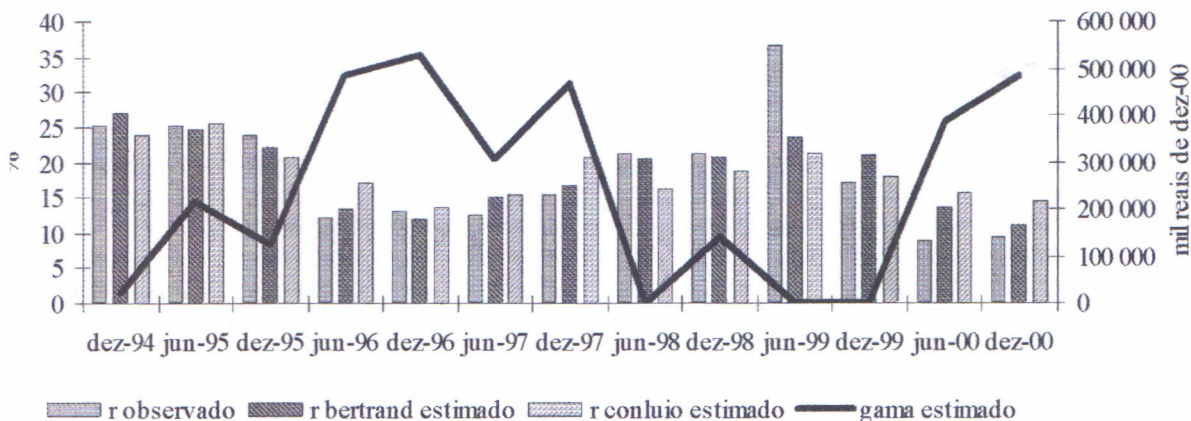
BANKBOSTON



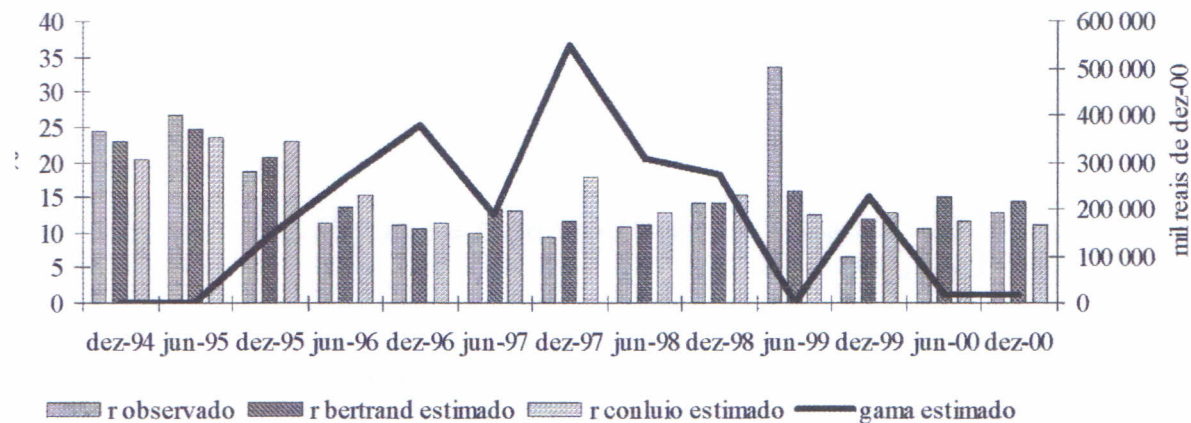
BBA



BILBAO VISCAYA



SANTANDER



Ainda sobre o Gráfico 3, é interessante observar a quão afetada foram as demandas por novos créditos estimadas para cada banco da amostra em função dos fatos acontecidos (e já discutidos) no primeiro semestre de 1999. Observe que onze dos doze bancos da amostra sobrem uma queda abrupta da sua demanda por novos créditos estimada no referido período (só o CITIBANK não sofre tal queda). Note também que dez destes doze bancos possuíam uma trajetória crescente para esta variável antes da sua queda no primeiro semestre de 1999, além de três dos bancos terem sua demanda por novos créditos estimada igual a zero no referido período.

Por último, note também o quão sensível é a demanda por novos créditos estimada para todos os bancos apresentados em relação a seus preços (independentemente deste preço ser estimado ou observado) o que pode ser um reflexo da discussão anterior acerca da elasticidade preço da demanda. Para todos os bancos apresentados no Gráfico 3 é interessante observar que uma alta nos seus preços instantaneamente reduz a sua demanda por novos créditos estimada. Isto, além de poder apresentar uma evidência empírica para a teoria apresentada, pode reforçar a qualidade das estimativas.

4.6 O Teste de Vuong

Um critério de seleção entre os resultados estimados, a exemplo de JAMANDREU & LORENCES (2002), pode ser o chamado Teste de Vuong. Este critério é uma espécie de teste de razão de maximaverossimilhança para o propósito de seleção entre modelos. Para executar o teste, primeiro é preciso definir a seguinte igualdade:

$$LR_K(\hat{\theta}_K, \hat{\gamma}_K) \equiv L_K^f(\hat{\theta}_K) - L_K^g(\hat{\gamma}_K) = \sum_{k=1}^K \log \frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)}$$

Onde k é uma dentre o total de K observações e $LR_K(\cdot)$ é a diferença das funções de maximaverossimilhança de um modelo f com um vetor θ de parâmetros

estimados e de um modelo g com um vetor γ de parâmetros estimados, ambos com base em K observações. Note que esta igualdade também pode ser escrita na forma da soma do logaritmo natural da razão da distribuição de probabilidade condicional de cada modelo, valorado no ponto específico da observação k .

Definida a igualdade acima e dado um par de modelos que estão competindo (o modelo f e o modelo g), é natural que se escolha aquele que mais se aproxima da verdadeira distribuição condicional. E para mensurar esta distância, são consideradas as seguintes hipóteses:

$$(i) \quad H_0 : E \left(\log \frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right) = 0 \Rightarrow \text{os modelos são equivalentes}$$

$$(ii) \quad H_f : E \left(\log \frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right) > 0 \Rightarrow \text{o modelo } f \text{ é melhor que o modelo } g$$

$$(iii) \quad H_g : E \left(\log \frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right) < 0 \Rightarrow \text{o modelo } g \text{ é melhor que o modelo } f$$

Dadas as hipóteses formuladas acima, VUONG (1989) desenvolve uma série testes de seleção entre o modelos estimados. Para o presente propósito, como em JAMANDREU & LORENCES (2002), são usados determinados resultados que podem ser encontrados no trabalho do primeiro autor acima citado, quais sejam:

$$(a) \text{ em } H_0 : K^{-1/2} LR_K(\hat{\theta}_K, \hat{\gamma}_K) \cdot (\hat{\omega}_K^2)^{-1/2} \xrightarrow{D} N(0,1)$$

$$(b) \text{ em } H_f : K^{-1/2} LR_K(\hat{\theta}_K, \hat{\gamma}_K) \cdot (\hat{\omega}_K^2)^{-1/2} \xrightarrow{a.s.} +\infty$$

$$(c) \text{ em } H_g : K^{-1/2} LR_K(\hat{\theta}_K, \hat{\gamma}_K) \cdot (\hat{\omega}_K^2)^{-1/2} \xrightarrow{a.s.} -\infty$$

$$(d) \hat{\omega}_K^2 = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \left[\log \frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right]^2 - \left[\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \log \frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right]^2$$

De forma geral, dada a estatística em comum nos pontos (a), (b) e (c) acima, que pode ser denominada por v , o teste pode ser lido assintoticamente da seguinte maneira: se $-z^\circ < v < z^\circ$ (onde z° é o valor crítico da distribuição normal padrão), aceita-se H_0 (os modelos são equivalentes); se $v > z^\circ$ aceita-se H_f (o modelo f é melhor); e se $v < -z^\circ$ aceita-se H_g (o modelo g é melhor). Logo abaixo, o Quadro 3 apresenta os resultados do teste (os detalhes operacionais do Teste de Vuong são descritos no Apêndice III) aplicado as hipóteses anteriormente formuladas e usando $K = 162$ observações.

QUADRO 3
RESULTADOS DO TESTE DE VUONG*

		Modelo g			
		Hipótese Bertrand	Hipótese Bertrand G2	Hipótese Bertrand GE	Hipótese Bertrand G3
Modelo f	Hipótese Conluio	-89,54	-115,20	-70,73	-78,16
	Hipótese Bertrand		11,84	30,78	92,02
	Hipótese Bertrand G2			22,70	1,98
	Hipótese Bertrand GE				-12,63

* O valor crítico absoluto da distribuição normal padrão ao nível de significância de 1% (5% e 10%) é 2,58 (1,96 e 1,64).

Conforme pode ser observado no quadro acima a Hipótese Conluio perde para todas as outras hipóteses formuladas para o sistema. Além disso, ao testar a Hipótese Bertrand contra as outras, verifica-se que ela ganha de todas as outras hipóteses formuladas. Isto indica que a hipótese de que os bancos da amostra competem sem formar grupos é a mais factível com a realidade, além de também confirmar os resultados encontrados por NAKANE (2001) utilizando a metodologia conhecida por Bresnaham-Lau.

CONCLUSÕES

Os resultados empíricos obtidos neste trabalho apontam pelo menos duas conclusões relevantes a serem tiradas. A primeira, cumprindo com o objetivo desta dissertação, é que, com base na amostra utilizada, os bancos privados que operam no sistema financeiro nacional não atuam em conluio no mercado nacional de operações de crédito. Não obstante, dadas as hipóteses formuladas, não há evidências de que estes bancos competem formando grupos para melhorarem seus resultados nos jogos formulados. Esta conclusão confirma os resultados encontrados por NAKANE (2001) e, além disso, aponta que a estrutura teórica de mercado mais apropriada para descrever a indústria bancária nacional, no que tange as operações de crédito, é a de uma concorrência oligopolística. A segunda conclusão é que a demanda por novos créditos dos bancos que compõem a amostra parece estar sofrendo um movimento para a inelasticidade ao mesmo tempo que a concentração no Sistema Financeiro Nacional está aumentando.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANDT, O., DAVIS, E. Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of MEU. *Journal of Banking & Finance*, vol. 24, p. 1045-1066, 2000.
- BARAJAS, A., STEINER, R., SALAZAR, N. Interest spreads in banking in Colombia, 1974-1996. *IMF Staff Papers*, vol. 46, p. 196-224, 1999.
- BAER, W., NAZMI, N. Privatization and restructuring of banks in Brazil. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 40, p. 3-24, 2000.
- BEVILAQUA, A., LOYO, E. *Openness and efficiency in Brazilian banking. Mercosur and the free trade area of the Americas*. BID/IPEA, Brasília, v. 2, 1998.
- BIKKER, J., HAAF, K. Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking & Finance*, vol. 26, p. 2191-2214, 2002.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica*, vol. 49, p. 781-793, 1981.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J. *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press, 1993.
- CARVALHO, C., et. al. *Desnacionalização do setor bancário e financiamento das empresas: a experiência brasileira recente*. TD N.º 882, IPEA, 2002.
- CAVALCANTE, L. *O impacto dos bancos estrangeiros na oferta de crédito dos bancos privados nacionais*. Dissertação de mestrado, CAEN/UFC, 2002.
- CAVALCANTE, L., JORGE NETO, P. O impacto dos bancos estrangeiros na oferta de crédito dos bancos privados nacionais. *XXX Encontro Nacional da ANPEC*, 2002.
- CORAZZA, G. *Crise e reestruturação bancária no Brasil*. Texto para discussão N.º 8/2000, PPGE/UFRGS, 2000.
- CORVOISIER, S., GROPP, R. Bank concentration and retail interest rates. *Journal of Banking & Finance*, vol. 26, p. 2155-2189, 2002.

- FORTUNA, E. *Mercado Financeiro, Produtos e Serviços*, 2^a Ed. Qualitymark, 1998.
- FREITAS, X., ROCHET, J. *Microeconomics of Banking*. MIT Press, 1997.
- GREENE, W. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 2000.
- JAUMANDREU, J., LORENCES, J. Modelling price competition across many markets (An application to the Spanish loans market). *European Economic Review* vol. 46, p. 93-115, 2002.
- JOHNSTON, J., DINARDO, J. *Métodos econométricos*. McGraw-Hill, 2000.
- KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. MIT Press, Cambridge, MA, 1979.
- MEIRELLES, A. *Tamanho é documento na competição bancária*. Gazeta Mercantil, Fórum de Líderes, agosto, 1999.
- NAKANE, M. *Productive efficiency in Brazilian banking sector*. Texto para discussão, FEA-USP, 1999.
- NAKANE, M. *A test of competition in brazilian banking*. Texto para discussão N.º 02/2001, FEA-USP, 2001.
- NATHAN, A., NEAVE, E. Competition and contestability in Canada's financial system: Empirical results. *Canadian Journal of Economics* vol. 22, p. 576-594, 1989.
- PUGA, F. *Sistema financeiro Brasileiro: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial*. Em: Gianevagi, F., Moreira, M., A economia Brasileira dos anos 90, BNDES, RJ, 1999.
- SHAFFER, S. Competition in the U.S. banking industry. *Economics Letters* vol. 29, p. 321-323, 1989.
- SILBERBERG, E. *The structure of economics: a mathematical analysis*. McGraw-Hill, INC, 1990.
- SILVA, T., JORGE NETO, P. *Economia de escala nos bancos brasileiros após o Plano Real*. Texto para discussão N.º 227, CAEN/UFC, 2001.
- VIVES, X. On the efficiency of Bertrand and Cournot equilibria with product differentiation. *Journal of Economic Theory*, vol. 1, p. 166-175, 1985.
- VUONG, Q. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica*, vol. 2, p. 307-333, 1989.
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge, MA, 2001.

APÊNDICE I

Conforme já discutido, como primeiro passo para encontrar a solução é preciso definir uma matriz de derivadas $\Delta = [\partial\Gamma_i/\partial r_j]_{N \times N}$, em seguida retome o resultado derivado anteriormente por:

$$\Gamma_i + (r_i - i^e) \frac{\partial\Gamma_i}{\partial r_i} + \sum_{\substack{j \neq i \\ i, j \in g}} (r_j - i^e) \frac{\partial\Gamma_j}{\partial r_i} = 0 \quad i = 1, \dots, N; g = 1, \dots, G$$

Note que esta condição deve ser válida para todo banco i no universo dos N bancos atuantes no sistema e que se $G = N$ existe um jogo Bertrand puro, se $G = 1$ existe um Conluio que decide preços e se $1 < G < N$ existe um jogo Bertrand por grupos. Portanto, em um caso Bertrand puro:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Gamma_1 + (r_1 - i^e) \frac{\partial\Gamma_1}{\partial r_1} = 0 \\ \Gamma_2 + (r_2 - i^e) \frac{\partial\Gamma_2}{\partial r_2} = 0 \\ \vdots \\ \Gamma_N + (r_N - i^e) \frac{\partial\Gamma_N}{\partial r_N} = 0 \end{array} \right. \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} r_1 - i^e \\ r_2 - i^e \\ \vdots \\ r_N - i^e \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial\Gamma_1}{\partial r_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{\partial\Gamma_2}{\partial r_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{\partial\Gamma_N}{\partial r_N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} r_1 - i^e \\ r_2 - i^e \\ \vdots \\ r_N - i^e \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial\Gamma_1}{\partial r_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{\partial\Gamma_2}{\partial r_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{\partial\Gamma_N}{\partial r_N} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_N \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i^e \\ i^e \\ \vdots \\ i^e \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_N} \end{bmatrix}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_N \end{bmatrix} \Rightarrow r = i^e - (\text{diag} \Delta)^{-1} \Gamma$$

No caso de um Conluio:

$$\begin{cases} \Gamma_1 + (r_1 - i^e) \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} + \sum_{j \neq 1} (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_1} = 0 \\ \Gamma_2 + (r_2 - i^e) \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_2} + \sum_{j \neq 2} (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_2} = 0 \\ \vdots \\ \Gamma_N + (r_N - i^e) \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_N} + \sum_{j \neq N} (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_N} = 0 \end{cases} \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} r_1 - i^e \\ r_2 - i^e \\ \vdots \\ r_N - i^e \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_1} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_1} \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_2} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_2} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_N} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_N} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} r_1 - i^e \\ r_2 - i^e \\ \vdots \\ r_N - i^e \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_1} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_1} \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_2} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_2} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_N} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_N} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_N} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_N \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i^e \\ i^e \\ \vdots \\ i^e \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_1} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_1} \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_2} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_2} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_N} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_N} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_N} \end{bmatrix}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_N \end{bmatrix} \Rightarrow r = i^e - \Delta^{-1} \Gamma$$

No caso de um Bertrand por grupos (por simplicidade, mas sem condonar a generalidade do resultado, suponha dois grupos: um formado pelos M primeiros bancos e um outro grupo formado pelos bancos M+1 até N):

$$\left\{ \begin{array}{l}
\Gamma_1 + (r_1 - i^e) \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} + \sum_{j \neq 1; i, j \in g=1}^M (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_1} = 0 \\
\Gamma_2 + (r_2 - i^e) \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_2} + \sum_{j \neq 2; i, j \in g=1}^M (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_2} = 0 \\
\vdots \\
\Gamma_M + (r_M - i^e) \frac{\partial \Gamma_M}{\partial r_M} + \sum_{j \neq M; i, j \in g=1}^{M-1} (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_M} = 0 \quad \Rightarrow \\
\Gamma_{M+1} + (r_{M+1} - i^e) \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} + \sum_{j \neq M+1; i, j \in g=2}^N (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_{M+1}} = 0 \\
\vdots \\
\Gamma_N + (r_N - i^e) \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_N} + \sum_{j \neq N; i, j \in g=2}^{N-1} (r_j - i^e) \frac{\partial \Gamma_j}{\partial r_N} = 0
\end{array} \right.$$

$$\begin{bmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \\ \vdots \\ \Gamma_M \\ \Gamma_{M+1} \\ \vdots \\ \Gamma_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} r_1 - i^e \\ r_2 - i^e \\ \vdots \\ r_M - i^e \\ r_{M+1} - i^e \\ \vdots \\ r_N - i^e \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_1} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_1} & \dots & \frac{\partial \Gamma_M}{\partial r_1} & 0 & \dots & 0 \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_2} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_2} & \dots & \frac{\partial \Gamma_M}{\partial r_2} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \Gamma_1}{\partial r_M} & \frac{\partial \Gamma_2}{\partial r_M} & \dots & \frac{\partial \Gamma_M}{\partial r_M} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{\partial \Gamma_{M+1}}{\partial r_{M+1}} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_{M+1}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{\partial \Gamma_{M+1}}{\partial r_{N1}} & \dots & \frac{\partial \Gamma_N}{\partial r_N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \Rightarrow$$

APÊNDICE II

Na discussão acerca da demanda por novos créditos bancários, sendo esta vista como uma função do descolamento do preço deste banco em relação à média dos preços dos seus rivais, todas as formas de combinação linear côncava (como uma média aritmética ou uma média ponderada deste descolamento, por exemplo) levam a singularidade da matriz Δ . A demonstração é muito simples. Primeiro defina o variável descolamento do preço de um banco i em relação ao preço dos demais bancos na forma geral $d_i = \sum_{j \neq i} f_{ij} (r_i - r_j)$, onde $\sum_{j \neq i} f_{ij} = 1$. Agora observe que, dada uma regressão linear $\Gamma_i = \alpha_i - \beta d_i + X_i \tau$ (onde X_i é um vetor de outras variáveis independentes para o banco i e τ é um vetor de coeficientes), a matriz de derivadas Δ é escrita como $\Delta = \beta A$, onde β é visto como um escalar positivo e A é uma matriz escrita da seguinte forma:

$$A = \begin{bmatrix} -1 & f_{12} & f_{13} & \cdots & f_{1n} \\ f_{21} & -1 & f_{23} & \cdots & f_{2n} \\ f_{31} & f_{32} & -1 & \cdots & f_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{n1} & f_{n2} & f_{n3} & \cdots & -1 \end{bmatrix}$$

Como β é um escalar, para provar que a matriz Δ é singular basta provar que a matriz A é singular. Agora observe existem n combinações lineares entre os vetores que formam a matriz A que geram um vetor nulo. A combinação abaixo é um exemplo disso.

$$(-1) \begin{bmatrix} -1 \\ f_{21} \\ f_{31} \\ \vdots \\ f_{n1} \end{bmatrix} + (-1) \begin{bmatrix} f_{12} \\ -1 \\ f_{31} \\ \vdots \\ f_{n2} \end{bmatrix} + (-1) \begin{bmatrix} f_{13} \\ f_{23} \\ -1 \\ \vdots \\ f_{n3} \end{bmatrix} + \cdots + (+1) \begin{bmatrix} f_{1n} \\ f_{2n} \\ f_{3n} \\ \vdots \\ -1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

É fácil ver que o posto da matriz A é “ $n - 1$ ” (pra escrever qualquer vetor coluna que forma a matriz A é preciso simplesmente somar os outros “ $n - 1$ ” vetores

coluna que formam a matriz A), o que implica que seu determinante é zero. Sendo assim, a matriz A é singular, o que implica a matriz Δ também é singular e, portanto, não pode ser invertida.

APÊNDICE III

Para tornar o Teste de Vuong operacional é preciso calcular

$$LR_K(\hat{\theta}_K, \hat{\gamma}_K) \equiv L_K^f(\hat{\theta}_K) - L_K^g(\hat{\gamma}_K) = \sum_{k=1}^K \log \frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \text{ e } \hat{\omega}_K^2. \text{ Dada a matriz de}$$

distúrbios formulada como $v = [v_1', v_2', \dots, v_N']'$ para N bancos em T períodos (logo, $K = NT$) com $E[v] = 0$ e $E[vv'] = V$, o logaritmo de verossimilhança para qualquer modelo (f ou g) estimado, assumindo a normalidade dos distúrbios ($v \sim N([0], [V])$), será dado por:

$$l = -\frac{K}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log |\hat{V}| - \frac{1}{2} \hat{v}' \hat{V}^{-1} \hat{v}$$

Onde $l = L_K^f(\hat{\theta}_K)$ ou $l = L_K^g(\hat{\gamma}_K)$. No entanto, para obter a estatística $\hat{\omega}_K^2$ é

imprescindível que se tenha definido $\log \left(\frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right)$. Sendo assim, para tornar o teste

operacional com $v \sim N([0], [V])$ faz-se $v^* = V^{-1/2} v \sim N([0], I_K)$, assim:

$$\log \left(\frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right) = \log \left(\frac{(2\pi)^{-1/2} e^{-\frac{1}{2} \hat{v}_{gk}^2}}{(2\pi)^{-1/2} e^{-\frac{1}{2} \hat{v}_{fk}^2}} \right) = \frac{1}{2} (\hat{v}_{gk}^2 - \hat{v}_{fk}^2)$$

Tendo definido $\log \left(\frac{f(Y_k, \hat{\theta}_K)}{g(Y_k, \hat{\gamma}_K)} \right)$ calcula-se a estatística de teste

$$v = K^{-1/2} LR_K(\hat{\theta}_K, \hat{\gamma}_K) \cdot (\hat{\omega}_K^2)^{-1/2}.$$