

EFICIÊNCIA E COMPETIÇÃO BANCÁRIA NO BRASIL

Paulo de Melo Jorge Neto

Universidade Federal do Ceará – CAEN

E-mail: pjneto@caen.ufc.br

Bruno Moreira Wichmann

Mestre em Economia – CAEN/UFC

E-mail: brunowichmann@yahoo.com.br

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

Palavras-Chave: eficiência, competição, bancos brasileiros.

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

Key words: efficiency, competition, Brazilian banking.

1.Introdução

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

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

Considerando-se que a competição seja maior em mercados menos concentrados, os resultados acima fornecem argumentos conflitantes com relação ao relacionamento entre competição e eficiência. Por outro lado, a literatura empírica ainda é escassa, principalmente para o caso brasileiro. Portanto, parece ser relevante o esforço de promover evidências empíricas com respeito ao relacionamento entre competição e eficiência para o setor bancário do Brasil.

Sendo assim, o objetivo do trabalho é investigar o relacionamento entre competição e eficiência, testando esta ligação em 60 bancos que operam no mercado de crédito brasileiro, durante os 9 semestres compreendidos entre janeiro de 2000 e junho de 2004 (2000.1–2004.1). A eficiência bancária é estimada através de diferentes abordagens não-paramétricas. O trabalho utiliza oito medidas diferentes de eficiência: duas utilizando o modelo determinístico *data envelopment analysis* (DEA); uma utilizando o modelo *free disposal hull* (FDH), também determinístico; uma medida DEA, com correção de viés, proposta através da metodologia de “bootstrap” apresentada por Simar e Wilson (2000); e finalmente quatro medidas de eficiência provenientes do estimador “order-m” proposto por Cazals *et al* (2002). Para medir competição usa-se um teste não-estrutural proposto por Panzar e Rosse (1987), vastamente aplicado em trabalhos que medem competição na atividade bancária. Entre eles: De Bandt e Davis (2000), Araújo e Jorge Neto (2005), Belaisch (2003).

Este trabalho mostra que há uma relação negativa entre competição e eficiência. Ao se analisar a estrutura de mercado por meio da concentração, utilizando-se o Índice Herfindahl-Hirschman, encontra-se uma relação positiva entre a concentração e a eficiência. Tal resultado está condizente com o fato de que competição e concentração caminham em direções opostas, conforme constatado no Brasil por Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) e na Europa por Bikker e Haaf (2002).

Os resultados encontrados sugerem que ambientes mais competitivos, e por conseguinte mais arriscados, provocam procedimentos menos eficientes. Conforme Hughes e Mester (1998), os gestores bancários são aversos ao risco e utilizam o capital financeiro para sinalizar ao mercado uma postura de estabilidade. Desta forma, o nível de capital efetivo não é apenas aquele

que minimiza os custos, inclui também uma parcela necessária para a sinalização, o que sugere ineficiência. Neste sentido, investiga-se a importância do risco, ou da segurança refletido no Índice de Basileia, no grau de eficiência. Este trabalho constata a relação inversa entre risco e eficiência corroborando as conclusões anteriores, uma vez que mercados mais competitivos sugerem ambientes com mais risco. Desta forma, a pesquisa aponta as seguintes relações para o setor financeiro brasileiro: em mercados bancários mais competitivos (ou menos concentrados) os bancos tendem a estar associados a ambientes mais arriscados e, conseqüentemente, são menos eficientes.

O trabalho está estruturado nas seguintes seções: (2) trata do impacto da estrutura de mercado sobre a eficiência, (3) descreve a estrutura de mercado, definindo e mensurando as medidas de competição e de concentração, (4) esclarece e quantifica as medidas de eficiência, (5) define os modelos econométricos usados para estimar o impacto da estrutura de mercado sobre a eficiência, (6) apresenta e comenta os resultados encontrados, (7) investiga a influência do risco na eficiência e (8) conclui.

2. Fundamentação Teórica

Existem poucos trabalhos tratando da ligação entre competição e eficiência. Leibenstein (1966) explica e comenta que as X-ineficiências se reduzem pelo grau de competição dos mercados. A X-ineficiência seria resultado da existência de imperfeições na organização interna da firma. Tais imperfeições ocasionam uma assimetria de informação entre os proprietários e os empregados de uma firma. Na verdade, como os proprietários não têm informação completa sobre a função de produção, possuem restrita capacidade de controlar a performance da firma. Desta forma, torna-se difícil a fiscalização dos proprietários sobre o nível de empenho dos seus funcionários.

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

Demsetz (1973) apresenta uma hipótese alternativa, mudando a direção da causalidade entre competição e custo-eficiência. Tal teoria é conhecida como a hipótese da “Estrutura-Eficiência” e considera uma causalidade reversa entre as duas variáveis: eficiência determina competição. O autor considera que as firmas melhores gerenciadas apresentam custos menores e conseqüentemente maiores fatias de mercado, o que leva a um nível maior de concentração.

Araújo, Jorge Neto e Salazar (2005), em pesquisa no setor bancário brasileiro, concluíram que existe um relacionamento negativo entre competição e concentração. Para Weill (2003), a concentração pode ser considerada como uma medida inversa da competição. Desta forma, seguindo a teoria da “estrutura-eficiência”, maior eficiência leva a maior concentração e, conseqüentemente a uma menor competição.

Weill (2003) ressalta a importância de explicitar as peculiaridades de um mercado bancário. Primeiramente, mercados bancários têm uma estrutura de competição imperfeita. Corroborando esta idéia podemos citar Hannan (1991), Molyneux, Lloyd-Williams e Thornton (1994), De Bandt e Davis (2000), Bikker e Haaf (2002). A literatura teórica sugere que a competição imperfeita pode resultar da assimetria de informação entre o tomador e o financiador na atividade de oferta de crédito. Como consequência, os bancos têm que implementar mecanismos para resolver os problemas resultantes como o de seleção adversa e risco moral. Uma maneira é a implementação de programas de relacionamento com clientes, buscando um relacionamento de longo prazo a fim de obter mais informações sobre o tomador. Portanto, bancos possuem mecanismos que podem reduzir os problemas relacionados à assimetria de informação. Para que bancos obtenham mais informações sobre os clientes é interessante que exista uma proximidade entre estes dois agentes. Este é um elemento que fornece algumas características aos mercados bancários, como por exemplo a natureza de sua localização, já que os bancos precisam de informações que são baseadas na proximidade dos clientes, criando a necessidade de se implementar um relacionamento (proximidade) com o cliente, o que é feito através de uma rede de agências. Por outro lado, uma carteira de empréstimos é um ativo pouco líquido uma vez que seus compradores potenciais não são capazes de conhecer seu valor real. Essas características peculiares aos mercados bancários são barreiras à entrada de novos competidores.

Tais características por sua vez, citando Weill (2003), modificam o tipo de relação entre competição e eficiência na indústria bancária. Diamond (1984) mostrou que bancos possuem vantagens comparativas na produção de informação ao auferir ganhos de escala no monitoramento dos empreendimentos financiados por contrato de débito. Estas economias de escala significam que um aumento na competição pode reduzir a eficiência em custos. E ainda, um aumento na competição bancária pode reduzir a extensão do relacionamento de longo prazo com o cliente. Tal relacionamento permite redução de custos inerentes às atividades de concessão de empréstimos. Como consequência, competição pode aumentar o custo de monitoramento devido a existência de ganhos de escala, e os ganhos provenientes do relacionamento com o cliente. Estes argumentos indicam a possibilidade de relação negativa entre competição e eficiência.

Evidências Empíricas

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

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

consistência em uma hipótese de poder de mercado e em uma hipótese de eficiência-estrutura. No entanto, nenhuma das hipóteses é, de forma preponderante, importante para explicar os lucros bancários.

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

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

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

custo translog padrão, usando dois produtos, (empréstimos e ativos financeiros) e três insumos (trabalho, capital físico e depósitos).

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

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

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

3. Estrutura de Mercado

Conforme os estudos acima, a estrutura de mercado tem sido analisada sob várias óticas. Em termos de competição, tem-se as abordagens de Panzar-Rosse, Iwata e Bresnahan. Em termos de concentração tem-se varios indicadores, podendo ser citados o razões de concentração, coeficiente de Gini , e, dentre vários, o índice de Herfindahl-Hirschman. As formas de se considerar estrutura de mercado podem ser entendidos conforme ilustra o Quadro 1 abaixo.

Quadro 1 – Estrutura de Mercado.

Descrição	Proxy
Concentração	<ul style="list-style-type: none"> • índice de Herfindahl-Hirschman • número de bancos • razões de concentração • coeficiente de Gini
Competição	<ul style="list-style-type: none"> • modelo Panzar-Rosse (estatística-H) • modelo de Iwata • modelo de Bresnahan

Fonte: quadro elaborado pelo autor

Neste trabalho serão considerados a concentração de mercado e o nível de competição nesse mercado. Para competição utiliza-se o modelo de Panzar-Rosse e para concentração utiliza-se o índice de Herfindahl-Hirschman

3.1 A Competição Bancária

O objetivo desta seção é medir a competição bancária para o mercado brasileiro utilizando um modelo bastante difundido em trabalhos aplicados em setor financeiro chamado modelo de Rosse-Panzar (Rosse e Panzar (1977), Panzar e Rosse (1987))¹. Estima-se o comportamento competitivo do banco sem usar informações sobre a estrutura do mercado bancário. Trata-se portanto de um teste não estrutural. O modelo não requer informações sobre os preços dos produtos, o que favorece sua aplicação para a atividade bancária. Na verdade, segundo Weill (2003), essa é uma característica que explica as numerosas aplicações do modelo Rosse-Panzar ao setor financeiro.

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

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

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

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

¹ Como exemplos de aplicações do modelo Panzar-Rosse podemos citar: Molyneux, Lloyd-Williams e Thornton (1994), De Bandt e Davis (2000), Bikker e Groeneveld (2000), Bikker e Haaf (2002). Todas para países europeus. Para o caso brasileiro podemos citar Araújo, Jorge Neto e Salazar (2005)

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

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

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

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

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

Definindo a variável endógena RT_{it} , como a variável que representa a receita total dos bancos, tem-se os preços unitários dos fatores w_{it} , cujos coeficientes compõe o indicador H , correspondendo às DAF, DOD e OD especificadas da seguinte forma: RT (razão da receita total, que corresponde à soma da receita operacional e da receita não operacional, sobre o total geral do ativo deduzido o valor das contas de compensação, quantifica a receita unitária); DAF(razão entre as despesas administrativas sobre o número de funcionários, é o custo unitário das despesas administrativas); DOD (razão entre despesas operacionais menos despesas administrativas sobre o circulante e exigível em longo prazo, é o preço unitário dos recursos captados); OD (razão entre as despesas não operacionais sobre o total de ativos deduzidos das contas de compensação, refere-se ao preço unitário das despesas não operacionais).

As variáveis exógenas Z_{it} buscam controlar a estimação do somatório das elasticidades da receita em relação aos preços dos fatores, na tentativa de filtra o efeito de outras características nos coeficientes estimados cuja soma nos fornecerá a estatística- H . Para controlar a regressão são usadas variáveis que refletem a demanda do mercado TD, a economia de escala da geração de receita TAF, a dispersão geográfica ou “*too big to fail*” AGN e o risco da intermediação CRD especificadas da seguinte forma: TD (valor dos depósitos totais, é uma *proxy* para a demanda); TAF (valor dos depósitos acrescidos das operações compromissadas e das obrigações por empréstimos e repasses, quantifica a escala da economia na geração de receita); AGN (razão entre o número de agências sobre o total de agências do sistema, variável que avalia a dispersão geográfica do banco, está relacionada ao aspecto do “*too big to fail*”, ao tamanho do banco); CRD (razão das operações de crédito acrescidas de arrendamento mercantil sobre os depósitos acrescidos de obrigações por empréstimos e repasses, para avaliar o risco da intermediação financeira).

O objetivo é obter uma medida de competição bancária para cada período. H desta forma, refere-se a uma *proxy* do grau de competição na indústria que é quantificada por intermédio da estatística de Panzar & Rosse, calculada para o mercado bancário brasileiro para cada semestre da amostra. A estimação do somatório da elasticidade da receita fornece os valores da estatística- H

para cada período da amostra conforme as variáveis listadas acima. O Quadro 2 explicita o poder discriminatório da estatística-H.

Quadro 2: A Definição do Comportamento Competitivo – Estatística H.

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

A *estatística-H* corresponde ao somatório dos coeficientes de $\ln DAF$, $\ln DOD$ e $\ln OD$. A estimação do somatório da elasticidade da receita que fornece os valores da estatística-H para todos os semestres da amostra, seus parâmetros e resultados estatísticos estão discriminados na Tabela 1. A evolução da estatística-H (Tabela 2) indica leve tendência de aumento na competitividade. Para verificar a estrutura do mercado brasileiro, as hipóteses nulas “*estatística-H* = 0” e “*estatística-H* = 1”, foram verificadas com um teste de restrição de igualdades, utilizando a abordagem F, ao nível de significância de 5%, e verificou-se que o mercado bancário brasileiro opera numa estrutura de concorrência monopolista (ver Apêndice II).

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

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

Tabela 1: Elasticidade Receita

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

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

Tabela 2: Estatística-H

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

3.2 Índice de Concentração

O Índice de Concentração a ser utilizado é o de “Herfindahl-Hirschman”. A estrutura para apuração da concentração nesse índice toma a seguinte forma:

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

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

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

A Tabela 3 abaixo mostra o cálculo do índice de concentração de Herfindahl em termos de ativos para os bancos brasileiros.

Tabela 3: Índice de Concentração de Herfindahl-Hirschman

Período	2000_06	2000_12	2001_06	2001_12	2002_06	2002_12	2003_06	2003_12	2004_06
HHI	0.079	0.076	0.066	0.070	0.070	0.075	0.082	0.086	0.077

4. A Eficiência Bancária

Neste trabalho, mede-se a eficiência técnica dos bancos utilizando diferentes metodologias não-paramétricas. Primeiramente utiliza-se o modelo “input-orientated CRS DEA” (Charnes, Cooper e Rhodes, 1978). Considera-se depois um novo conjunto de hipóteses admitindo a possibilidade de que através de informações incompletas, restrições orçamentárias, etc., os bancos não operam em escala ótima, e utiliza-se o modelo sugerido por Banker, Charles e Cooper (1984) que considera retornos variados de escala, ou seja, o “input-orientated VRS DEA”. Ainda, utiliza-se uma medida DEA, com correção de viés, proposta através da metodologia de “bootstrap” apresentada por Simar e Wilson (2000). Por fim, utilizam-se quatro medidas de eficiência provenientes do estimador “order-m” proposto por Cazals *et al* (2002).

4.1 Modelos de Eficiência Não-Paramétricos

Modelos DEA

Charnes, Cooper e Rhodes (1978) desenvolveram um modelo orientado pelos insumos e com retornos constantes à escala (modelo CCR). A solução envolve encontrar valores de u e v que a medida de eficiência para a j -ésima firma seja maximizada, sujeita à restrição de que todas as medidas de eficiência encontradas devem ser menor ou igual à unidade. Para evitar infinitas soluções, impõe-se a restrição $v'x_i = 1$, chegando à forma conhecida como forma de multiplicação do problema de programação linear DEA. Usando a dualidade da programação linear, pode-se derivar uma forma equivalente conhecida como “*envelopment form*”. Desta forma, o problema de programação linear consiste em:

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

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

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

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

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

Dado que se acredita que a tecnologia é de retornos variáveis de escala, pode-se obter uma medida de eficiência de escala para cada firma. Isto é feito através da condução dos dois modelos anteriores: o CRS DEA e o VRS DEA. Decompõem-se as eficiências técnicas obtidas pelo CRS DEA em dois componentes: o primeiro devido a ineficiência de escala, o segundo

exclusivamente devido a ineficiência técnica. Se existe uma diferença entre as eficiências técnicas obtidas através de CRS DEA e VRS DEA em uma firma particular, isto indica que a firma tem ineficiência de escala. Esta é então calculada pela diferença entre a eficiência técnica CRS e VRS. Desta forma: $Efc. de Escala = Efc. Técnica CRS DEA / Efc. Técnica VRS DEA$.

Modelo FDH

Em análise de eficiência, os modelos envolvendo “data envelopment analysis” têm sido vastamente aplicados nos diversos segmentos produtivos. Um destes modelos é o FDH (Free Disposal Hull) que foi primeiramente proposto por Deprins, Simar e Tulkens (1984) e posteriormente desenvolvido e estendido por Tulkens (1993) e Cooper, Seiford e Tone (2000).² A motivação principal é garantir que a avaliação da eficiência seja afetada apenas pelas performances de fato observadas.

O estimador FDH do conjunto de produção Ψ (o conjunto dos pares de insumos $x \in \mathfrak{R}_+^p$ e produtos $y \in \mathfrak{R}_+^q$ tecnicamente possíveis) depende apenas da hipótese de livre descarte (free disposal) de Ψ , ou seja, se $(x, y) \in \Psi$, então todo par (x', y') de forma que $x' \geq x$ e $y' \leq y$ pertence a Ψ . O estimador de Ψ é definido como o feixe de livre descarte (free disposal hull) do conjunto χ (definido como a amostra $\chi = \{(x_i, y_i), i=1, \dots, n\}$):

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

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

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

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

Metodologia de Simar e Wilson (2000)

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

Vários trabalhos, entre eles Lovell (1993), têm rotulado a abordagem DEA como um modelo determinístico, sugerindo que os modelos DEA não têm nenhuma intimidade com a

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

teoria estatística. Segundo Simar e Wilson (2000), a absoluta maioria das aplicações do modelo DEA apresentam estimativas pontuais dos escores de eficiência, sem nenhuma discussão sobre a incerteza que envolve estas estimativas. Como a eficiência é medida em relação a uma fronteira estimada, as estimativas da eficiência oriundas de modelos DEA estão sujeitas à incerteza devido a variações amostrais.

Banker (1993) provou a consistência dos escores de eficiência, orientados pelo produto, para o caso de um único produto, porem não indicou a taxa de convergência. Korostelev *et al* (1995a, 1995b) também analisou o caso de um único produto e derivou a velocidade de convergência do conjunto de produção estimado, mas não das medidas estimadas de eficiência. Kneip *et al* (1998) estendeu a teoria da consistência estatística nos modelos DEA para o caso geral de múltiplos insumos e múltiplos produtos, para ambos os casos de orientação pelo insumo e pelo produto, derivando também as taxas de convergência. Exceto pelo caso particular de um produto e um insumo desenvolvido por Gijbels *et al* (1999), não se tem disponível a distribuição amostral assintótica do estimador DEA, nem a extensão para a variância e o viés assintóticos. Para Simar e Wilson (2000), no mais útil caso de múltiplos insumos e produtos, a metodologia de “bootstrap” aparece como uma alternativa para se investigar as propriedades amostrais dos estimadores DEA. Simar e Wilson (1998) propuseram uma estratégia de “bootstrap” para analisar a sensibilidade das medidas de eficiência às variações amostrais, fornecendo intervalos de confiança e correções para o viés inerente ao procedimento DEA. No entanto, essa metodologia depende de hipóteses de homogeneidade bastante restritivas. Tal problema foi corrigido em Simar e Wilson (2000), onde os autores estendem o método para permitir sua aplicação em DGPs mais gerais.

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

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

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

Hipótese H3: Para todo $y \in \mathcal{D}$, $\eta = (\eta_1, \dots, \eta_{p-1})$ tem uma fdp condicional $f(\eta | y)$ em $[0, \pi/2]^{p-1}$ e condicionado a (y, η) , os *modulus* ω têm densidade $f(\omega | y, \eta)$. Note que para um dado (y, η) , o nível de insumo eficiente $x^\circ(y)$ tem *modulus* : $\omega(x^\circ(y)) = \inf\{\omega \in \mathfrak{R}_+ | f(\omega | y, \eta) > 0\}$. A relação entre $\omega(x)$ e a função distancia insumo $\delta(x, y)$ é dada por: $\delta(x, y) = \omega(x) / \omega(x^\circ(y))$.

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

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

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

$$(y_i, \eta_i, \delta_i) \in \mathcal{A} = \mathfrak{R}_+^q \times [0, \pi/2]^{p-1} \times [1, \infty), \text{ onde: } \delta_i(x, y) = \omega(x_i) / \omega(x^\circ(y_i))$$

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

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

Kneip *et al* (1998) provou que para um ponto fixo (x, y) : $\hat{\delta}(x, y) - \delta(x, y) = O_p(n^{-2/(p+q+1)})$

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

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

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

Desta forma, o estimador com viés corrigido de $\delta(x, y)$ será: $\hat{\hat{\delta}}(x, y) = \hat{\delta}(x, y) - bias_B \{\hat{\delta}(x, y)\}$

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

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

$$[\hat{\delta}(x, y) - \delta(x, y)] | \rho \sim [\hat{\delta}_b^*(x, y) - \hat{\delta}(x, y)] | \hat{\rho}$$

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

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

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

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

Estimador “Order-m”

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

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

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

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

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

Como uma alternativa aos estimadores relacionados com a fronteira ψ° , considera-se um estimador baseado numa fronteira produto máximo esperada (ou fronteira insumo mínimo esperada), chamado de “order-m”, proposto por Cazals *et al* (2002). Este artifício permite o relaxamento da hipótese de convexidade. Permite ainda a presença de ruídos (com valor esperado zero) nas medidas de produto.

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

Para qualquer $y \in \mathfrak{R}_+^q$, define-se o nível de produto máximo esperado de ordem-m para todo \mathbf{x} de forma que $f_x(\mathbf{x}) = f(x, y)/f(y|x) > 0$, da seguinte forma: $y_m^{\hat{ot}}(\mathbf{x}) \equiv y / E[D(x, y | A_m^t(x_0))]$

O “order-m” análogo de Ψ pode ser formado definindo: $\Psi_m \equiv \{(x, y) | (x, y) \in \Psi, y \leq y_m^{\hat{ot}}(\mathbf{x})\}$

Cazals *et al* (2002) denominam Ψ_m de conjunto de produção esperado de ordem-m, onde ψ_m° é sua fronteira ou simplesmente fronteira de ordem-m.³

Assim, considerando um ponto (x, y) no interior de Ψ , tem-se que $(x, y/D(x, y | \Psi))$ fornece a projeção de (x, y) na fronteira ψ° ; dado as quantidades de insumo x , $D(x, y | \Psi)^{-1}$ é o maior aumento factível proporcionado na quantidade de produto y . Por outro lado, $y_m^{\hat{ot}}(\mathbf{x})$ é o vetor produto máximo esperado entre m firmas escolhidas aleatoriamente, condicionado aos insumos serem menores ou iguais a \mathbf{x} . Portanto, $y_m^{\hat{ot}}(\mathbf{x}) \leq y/D(x, y | \Psi)$. Pode ser mostrado que $\lim_{m \rightarrow \infty} y_m^{\hat{ot}}(\mathbf{x}) = y/D(x, y | \Psi)$ e que $\Psi_m \rightarrow \Psi$ quando $m \rightarrow \infty$. O conceito de ordem-m depende de referências diferentes daquelas usadas em estudos tradicionais de eficiência; ao invés de comparar o produto de determinada firma com a estimativa do produto factível máximo, as quantidades de produto observadas são comparadas com o que poderia ser esperado por qualquer das m firmas escolhidas aleatoriamente que não usam mais insumos do que a firma em questão.

³ Esta é uma apresentação orientada pelo produto, que é análoga as medidas orientadas pelo insumo.

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

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

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

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

A única questão remanescente diz respeito a escolha de m . Cazals *et al* (2002) afirmam que o valor de m pode ser visto como um parâmetro de adaptação (*trimming parameter*). Para os autores, na prática, pode-se usar valores diferentes de m para guiar o pesquisador na avaliação das performances das firmas, o que é nosso objetivo aqui. Desta forma defini-se quatro variáveis: $m30$, $m60$, $m120$ e $m1200$. Estas são quatro medias “order- m ” de eficiência, para valores de m iguais a 30, 60, 120, 1200, respectivamente.

Em suma, a maioria das metodologias não paramétricas de estimação de fronteiras de produção (*data envelopment analysis* e *free disposal hull*) são baseados em técnicas de envoltório. Apesar da inferência estatística baseada nestes estimadores já está disponível, eles, por construção, são muito sensíveis a valores extremos e “outliers”. Nossa última medida de eficiência é oriunda do estimador “order- m ”, proposto por Cazals *et al* (2002), que é mais robusto a valores extremos. Como vimos, trata-se de um estimador baseado num conceito de função insumo mínimo esperada, que está relacionada com a fronteira eficiente propriamente dita. O estimador resultante é relacionado ao estimador FDH, mas não envolve todos os dados. Como aplicação do estimador “order- m ” pode-se citar Wheelock e Wilson (2003) ao estimarem as eficiências dos bancos comerciais norte-americanos.

4.2 Resultados

Para obter as medidas de eficiência técnica das firmas faz-se necessário definir os vetores de insumos e produtos que são utilizados pelas firmas em sua atividade produtiva. Para medir as eficiências dos bancos utiliza-se, como na maioria das pesquisas até aqui citadas, a abordagem da intermediação, onde o banco recolhe depósitos de agentes superavitários e oferta crédito aos agentes deficitários. Para estimação da eficiência considera-se dois diferentes produtos bancários: operações de crédito (conta 1600000-1 do COSIF) e títulos e valores mobiliários (conta 1300000-4 do COSIF). A pesquisa segue os diversos trabalhos na literatura internacional referente à abordagem da intermediação e adota os três insumos normalmente utilizados: trabalho, capital físico e depósitos. Como medida de trabalho será usado o número de funcionários de cada banco,

registrados em cada semestre. Como *proxy* de capital físico utiliza-se o valor do Imobilizado de Uso de cada banco, para cada semestre, correspondente à conta 2200000-2 (COSIF). E, finalmente, o valor dos depósitos totais corresponde à conta 4100000-7 (COSIF).

As estimativas foram obtidas através do *R Software*, pela instalação da *library* FEAR 0.913. Consultar Wilson (2005). Estima-se cada um dos modelos citados e obtem-se oito medidas diferentes de eficiência, são elas: *crste* (proveniente do modelo CCR DEA); *vrste* (proveniente do modelo BCC DEA); *fdh* (proveniente do modelo *free disposal hull*); *deabias* (proveniente da metodologia apresentada por Simar e Wilson (2000)); e finalmente as medidas *m30*, *m60*, *m120* e *m1200* (proveniente do estimador “order-m”, para valores de *m* iguais a 30, 60, 120, 1200, respectivamente).

Tabela 4: Eficiências Médias

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

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

A Tabela 4 mostra as estimativas médias das oito medidas de eficiência, para cada um dos nove semestres entre jun/2000 a jun/2004.

5. Modelo Econométrico

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

Incluem-se também algumas variáveis de controle no relacionamento entre competição e eficiência, são elas: renda per capita (PIB), a razão de intermediação (W1), que corresponde ao total de empréstimos dividido pelo total de depósitos. A escolha destas variáveis foi baseada em sua influência sobre a eficiência bancária, anunciada por Dietsch e Lozano-Vivas (2000) e Cavallo e Rossi (2002). Seguindo Silva e Jorge Neto (2002), incluem-se ainda: logaritmo natural do valor total do ativo (W2), razão do capital próprio em relação aos ativos totais (W3), razão dos empréstimos tomados em relação ao ativo total (W4). Incluem-se também variáveis *dummy*: (D1) com valor 1 se o banco é público; (D2) com valor 1 se o banco é de controle estrangeiro.

Sobre a variável PIB (PIB per capita), espera-se que exerça uma influência positiva sobre a eficiência dos bancos um vez que se espera que em períodos com maior renda per capita ocorre um acréscimo na demanda por serviços financeiros, ou seja, maior número de clientes consumindo produtos bancários. Já da variável razão de intermediação, W1 (total de empréstimos dividido pelo total de depósitos), espera-se um impacto positivo sobre a eficiência, pois pode-se argumentar que, quanto maior esta razão, menor será a qualidade dos depósitos necessários para

se realizar um empréstimo, e assim menor será o custo de produção de empréstimos. A variável $W2$ (logaritmo natural do valor total do ativo) é incluída para controlar o viés de tamanho sobre a eficiência dos bancos. Silva e Jorge Neto (2002) argumentam que a influência do porte da firma sobre a eficiência pode se dar de duas formas. Positivamente, se o tamanho do banco implicar maior credibilidade e segurança, possibilitando a captação de recursos via menores taxas de juros. Ou negativamente, caso as grandes instituições percebam a possibilidade de obter ajuda das autoridades governamentais em situações de dificuldade financeira, gerando uma maior atitude de risco e de descuido com relação à administração de suas operações. A variável $W3$ (razão do capital próprio em relação ao ativo total) procura verificar o comportamento da eficiência dos bancos que financiam seus ativos com maior proporção de recursos próprios. A hipótese de risco moral sugere que firmas mais capitalizadas são, em geral, mais eficientes porque em caso de insolvência o ônus para os acionistas será maior. Já $W4$ (razão dos empréstimos tomados em relação ao ativo total) tenta inferir o impacto de outras formas de captação de recursos sobre a eficiência. Os autores citam os recursos de programas especiais de crédito pelo governo federal destinados ao setor privado e administrado pelos bancos. Na posição de agente financeiro repassador espera-se que a maior parcela do risco das aplicações financiadas com estes recursos não seja inteiramente suportada pela instituição bancária em questão. Desse modo, o agente, no caso o banco, pode não se empenhar ao máximo na administração de tais recursos em carteira, o que reduziria o grau de eficiência. Tal comportamento tende a ser verificado sempre que o agente não incorrer em perdas quando os empréstimos não forem mais bem aplicados. De forma contrária a $W3$, a hipótese de risco moral sugere uma relação negativa com a eficiência.

Muito embora se foque os efeitos da competição sobre a eficiência, procura-se investigar se os resultados são robustos a uma outra variável que reflita estrutura de mercado. Para tal, considera-se o grau de concentração do mercado. O modelo de regressão especificado em termos de competição é:

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

Já o modelo de regressão especificado em termos de competição é:

$$EFC_{it} = f(CONC_t; PIB_t; W1_{it}; W2_{it}; W3_{it}; W4_{it}; D1_{it}; D2_{it}) + e'_{it} \quad (2)$$

O modelo (2) relaciona a eficiência de cada banco com o grau de concentração do mercado. Espera-se que o relacionamento entre concentração e eficiência seja o oposto do relacionamento obtido entre competição e eficiência.

A variável EFC_{it} diz respeito à eficiência do banco i no período t ; a variável $COMP_t$ corresponde à estatística H e representa o grau de competição do mercado bancário brasileiro em cada um dos t períodos; a variável $CONC_t$ corresponde ao grau de concentração do mercado definido pelo índice de Herfindahl; a variável PIB_t corresponde ao PIB per capita no Brasil, para cada um dos 9 períodos. As variáveis W e D são variáveis que contém informações para cada banco, em cada semestre.

Considera-se a existência de elementos relevantes na explicação da eficiência e que não podem ser observados como por exemplo à qualidade gerencial de cada banco. Como de usual, assume-se que este componente não observado é constante ao longo do tempo. Como a variável dependente é limitada por construção entre 0 e 1, uma estimativa OLS nos forneceria resultados

viesados e inconsistentes. Utiliza-se adicionalmente então, além do GLS em painel, um modelo Tobit, que inclui também efeitos aleatórios⁴.

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

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{se } y_{it}^* \leq 0 \\ x_{it}\beta + c_i + u_{it} & \text{se } 0 < y_{it}^* < 1 \\ 1 & \text{se } y_{it}^* \geq 1 \end{cases} \quad (3)$$

$$u_{it} | x_{it}, c_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_u^2) \quad (4)$$

onde c_i é a heterogeneidade não observada. A hipótese (4) é uma hipótese de normalidade, mas também implica que x_{it} é estritamente exógeno condicionado a c_i . Uma vantagem de se introduzir o efeito não observado c_i é que podemos explicitamente permitir que este seja correlacionado com alguns elementos de x_{it} . Assumindo-se uma distribuição normal com esperança linear e variância constante, ao invés de utilizar-se uma versão padrão de efeitos aleatórios, considera-se o modelo mais geral:

$$c_i | x_i \sim \text{Normal}(\psi + \bar{x}_i \varepsilon, \sigma_a^2) \quad (5)$$

onde \bar{x}_i é a média de x_{it} , $t=1,2,\dots,T$ e σ_a^2 é a variância de a_i na equação $c_i = \psi + \bar{x}_i \varepsilon + a_i$. Ou seja, σ_a^2 é a variância condicional de c_i , que assume-se não depender de x_{it} . Sob as hipóteses (3) - (5) pode-se escrever:

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{se } y_{it}^* \leq 0 \\ \psi + x_{it}\beta + \bar{x}_i \varepsilon + a_i + u_{it} & \text{se } 0 < y_{it}^* < 1 \\ 1 & \text{se } y_{it}^* \geq 1 \end{cases} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

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

$$a_i | x_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_a^2) \quad (8)$$

Assume-se ainda que $\{u_{it}\}$ são independentes. Sob as hipóteses (6) – (8), tem-se o modelo Tobit de efeitos aleatórios mas com \bar{x}_i como um conjunto adicional de variáveis explicativas constantes

⁴ As variáveis “order-m” foram transformadas (linearmente) de forma que as eficiências fossem limitadas superiormente em 1.

ao longo do tempo aparecendo em cada período. Obtém-se estimativas \sqrt{N} consistentes de Ψ , β , ε , σ_u^2 e σ_a^2 . Pode-se testar a hipótese nula $H_0: \varepsilon = 0$ como um teste para o tradicional modelo Tobit de efeitos aleatórios. Neste modelo de variável dependente censurada nosso interesse está na estimação de β , e assim, adicionando \bar{x}_i ao modelo Tobit de efeitos aleatórios resolve-se o problema da heterogeneidade não observada.⁵

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

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

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

Para aumentar a robustez das conclusões e comparar os resultados do trabalho são, alternativamente, realizadas estimações utilizando-se outras quatro métodos de estimação em dados em painel: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), Estimação de Variável Instrumental (VI) e *Pooled* Tobit. A estimação VI surge em contraposição à hipótese de exogeneidade das variáveis explicativas dos modelos COMP (1) e CONC (2). Um dos problemas clássicos da estimação VI é encontrar os instrumentos. Como variável instrumental utilizou-se o número de agências do sistema. Esta variável é correlacionada com a competição (coeficiente de correlação igual a 0.45) e não é correlacionada com a eficiência das firmas (por exemplo, o coeficiente de correlação entre o número de agências do sistema e a

⁵ Conforme apresentado, devemos acrescentar as variáveis de \bar{x}_i à expressão (1).

medida de eficiência “deabias” é igual a -0.0071). Desta forma, argumenta-se que a quantidade de agências do sistema financeiro exerce influência sobre a competição e concentração do mercado, mas não tem impacto sobre a eficiência de cada firma individual. Uma alternativa a esta variável seria usar a competição defasada (em um período) como instrumento.

6. Resultados

Esta seção apresenta os resultados encontrados através da estimação dos modelos apresentados anteriormente. O interesse principal é o coeficiente estimado da variável COMP. Acreditamos que este parâmetro responderá o mais importante questionamento ao qual este trabalho pretende investigar: qual é a relação, se é que existe, entre competição e eficiência no setor bancário brasileiro? A Tabela 5 apresenta os resultados encontrados.

Tabela 5: O Impacto da Competição sobre a Eficiência.

EFC \ COMP	DEA crste	DEA vrste	DEA deabias	FDH	Order-m m30	Order-m m60	Order-m m120	Order-m m1200
MQO	-0.157 0.489	-0.090 0.701	-0.071 0.676	-0.288 0.106	-0.410 0.083	-0.326 0.091	-0.292 0.105	-0.288 0.106
MQG	-0.068 0.163	-0.152 0.244	-0.171 0.038	-0.031 0.086	-0.006 0.745	-0.008 0.580	-0.025 0.145	-0.031 0.086
VI	-0.243 0.342	-0.138 0.603	-0.116 0.543	-0.387 0.055	-0.545 0.042	-0.438 0.045	-0.395 0.053	-0.387 0.055
<i>Pooled</i> Tobit	-0.165 0.528	-0.165 0.630	-0.071 0.674	-0.838 0.123	-0.113 0.385	-0.134 0.374	-0.269 0.110	-0.838 0.123
Tobit E. A. ⁶	-0.115 0.318	-0.119 0.482	-0.068 0.461	-0.797 0.037	-0.108 0.231	-0.125 0.250	-0.254 0.035	-0.828 0.028

O P valor é fornecido em baixo de cada coeficiente estimado.

De um modo geral, percebe-se um relacionamento negativo entre competição e eficiência (todos os coeficientes estimados foram negativos). As regressões utilizando crste, vrste e deabias como variável dependente, em geral, não apresentaram coeficientes estatisticamente significantes. Os resultados referentes aos modelos econométricos que usam como variável dependente a eficiência “fdh” apresentaram coeficientes negativos e estatisticamente significantes. Percebe-se agora uma relação negativa e significativa entre competição e eficiência em 3 modelos econométricos. Corroborando estes resultados, dos 20 modelos que utilizam as variáveis dependentes provenientes do estimador “order-m” (modelo Cazals *et al* (2002)), 9 demonstram uma relação negativa e significativa entre competição e eficiência. Vale destacar que, tanto em magnitude quanto em nível de significância, os coeficientes estimados de COMP nas regressões de fdh e m1200 são iguais. Isto não é surpresa uma vez que o estimador “order-m” converge para o estimador FDH quando m vai para o infinito.

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

⁶ Modelo Tobit de Efeitos Aleatórios.

(2002)). Este resultado sugere que a imposição de convexidade pode fornecer medidas que subestimam significativamente as eficiências e deterioram a relação com a competição. Das 540 observações, tem-se 384 firmas eficientes quando se utiliza o modelo FDH e apenas 187 firmas eficientes quando se utiliza o modelo BCC DEA. Como a única diferença entre estes dois modelos é a hipótese de convexidade, pode-se dizer que esta hipótese é responsável pela ineficiência de 197 firmas, o que é um valor substancialmente alto e que, como observado, pode prejudicar a investigação dos efeitos da competição sobre a eficiência.

Dando continuidade a análise, em decorrência do processo de liquidação, fusão e incorporação ocorrida entre os bancos brasileiros no período em questão, torna-se importante avaliar o efeito do grau de concentração da indústria bancária sobre a eficiência dos bancos brasileiros, indo além do debate envolvendo competição e eficiência. Desta forma, investiga-se também a robustez de nossos resultados através de uma medida de concentração. Para mensurar o grau de concentração optou-se por uma das mais utilizadas medidas, denominada por Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), que inclusive serve como um *benchmark* para a avaliação de outros índices de concentração.

Tabela 6: O Impacto da Concentração sobre a Eficiência.

EFC \ CONC	DEA crste	DEA vrste	DEA deabias	FDH	Order-m m30	Order-m m60	Order-m m120	Order-m m1200
MQO	4.302 0.029	4.495 0.028	3.301 0.025	4.828 0.002	5.369 0.009	4.726 0.005	4.786 0.002	4.828 0.002
MQG	3.317 0.000	3.645 0.002	3.230 0.000	0.490 0.019	0.379 0.108	0.192 0.307	0.434 0.033	0.490 0.019
VI	4.765 0.028	4.881 0.030	3.522 0.030	5.282 0.002	5.912 0.009	5.200 0.005	5.245 0.002	5.282 0.002
Polled Tobit	3.962 0.082	5.369 0.075	3.301 0.024	15.776 0.001	-0.607 0.594	0.384 0.770	2.394 0.103	15.776 0.001
Tobit E. A.	2.070 0.044	2.341 0.114	1.586 0.047	8.605 0.014	-1.166 0.145	-0.552 0.569	0.872 0.422	8.787 0.015

O P valor é fornecido em baixo de cada coeficiente estimado.

Conclui-se em favor de uma relação positiva entre concentração e eficiência. Entre as 45 regressões, nenhuma apresentou sinal negativo e significante. Percebe-se no entanto 31 coeficientes positivos e significantes. Tal resultado corrobora as conclusões anteriores com respeito ao efeito da competição sobre a eficiência. Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) analisaram a competição (medida pela estatística-H) e a concentração (medida pelos índices HHI, CR₃, CR₅, CR₁₀, HTI, HKI e Theil) no mercado bancário brasileiro e concluíram que as duas variáveis variam inversamente: maior competição implica em menor concentração.

A análise do impacto das variáveis de controle sobre a eficiência é realizada através do principal modelo da pesquisa: o modelo Tobit de efeitos aleatórios (incluindo \bar{x}_i como um conjunto adicional de variáveis explicativas constantes ao longo do tempo). Entre os resultados mais importantes destacam-se: (i) a variável W1 (total de empréstimos dividido pelo total de depósitos) apresenta parâmetro com o sinal esperado, positivo e significante, em todas as regressões; (ii) a variável W2 (logaritmo natural do valor total do ativo) apresenta relação (com a eficiência) negativa e estatisticamente significativa em 24 casos, concluindo-se que os maiores bancos são menos eficientes. Bancos grandes podem ser menos cuidadosos, gerando uma maior atitude de risco, uma vez que podem perceber que em situações de dificuldades financeiras, estes

têm mais possibilidades de socorro financeiro do que instituições pequenas, contando muitas vezes inclusive com o auxílio das autoridades governamentais. Alternativamente, bancos grandes podem ter maiores dificuldades de gerenciamento devido ao tamanho de sua estrutura; (iii) Quanto ao fato do banco ser público, verificam-se coeficientes estatisticamente significantes (14 regressões)

Indo mais além, investigam-se outras razões que justifiquem um relacionamento negativo entre competição e eficiência. Para Weill (2003), um aumento na competição bancária pode enfraquecer a estabilidade financeira devido à existência de forte interdependência entre as instituições financeiras, principalmente devido a depósitos e empréstimos interbancários. Além disso, uma competição elevada pode incitar os bancos a assumirem excessivos riscos ao concederem empréstimos, o que resultaria em uma maior probabilidade de falência. (Besanko e Thakor, 1993).

7. Eficiência e Risco

Partindo da relação positiva entre competição e risco no sistema bancário (quanto maior o nível de competição do mercado, maior será o nível de risco), surge à motivação de se investigar qual seria o efeito do risco sobre a eficiência das instituições financeiras.

Allen e Gale (2000a) mostraram que o elevado potencial de substituição de ativos (*risk-shifting*) existente no sistema bancário dimensiona a exposição ao risco desse mercado. Como um elevado grau de competição reduz os lucros dos gerentes ou dos acionistas (ou de ambos), estes irão por sua vez buscar uma posição mais arriscada para compensar perdas. Padoa-Schioppa (2001) mostrou que os bancos com lucro de monopólio tendem a ser relativamente mais conservadores, assumindo uma menor tomada de risco. O relacionamento entre risco e competição também foi estudado por Araújo e Jorge Neto (2005), onde se concluiu que o sistema financeiro brasileiro no período de jun/1999 a jun/2004 que o maior grau de competição implica em maior tomada de riscos.

Vários autores dão suporte a uma relação negativa entre risco e eficiência. Kwan e Eisenbeis (1997) analisam o risco e a eficiência do sistema bancário norte-americano no período de 1986 a 1995. Propõem um modelo que permite que as firmas troquem ou reforcem um tipo de risco bancário por outro e encontram um efeito negativo entre risco e eficiência. Os autores afirmam que este resultado confirma a hipótese de risco moral (*moral hazard*) de que bancos com performances ruins são mais vulneráveis a tomada de risco do que organizações bancárias de alta performance. Mester (1993, 1996), para bancos americanos, e Girardone, Molyneux e Gardener (2004), para bancos italianos, chegam em resultados semelhantes, afirmando que as ineficiências parecem estar inversamente correlacionadas com o volume de capital, e positivamente correlacionada com o volume de empréstimos problemáticos. Laeven (1999) estimou as eficiências dos bancos comerciais do Leste Asiático no período de 1992-96. O autor defende que uma visão completa da performance dos bancos deve levar em consideração fatores de risco. Afirma que o melhor banco não é o mais eficiente produtor de empréstimos e sim o que possui uma alta eficiência com uma baixa tomada de risco.

Para Hughes e Mester (1998), bancos são firmas que operam de maneira particular em um mercado financeiro com informação assimétrica e presença de risco de insolvência. Os autores estudaram o relacionamento entre o custo e o capital para indústria bancária norte-americana, numa amostra de 286 bancos, no período de 1989 e 1990. Encontraram evidências de que os bancos não são simples minimizadores de custo, podendo trocar custos maiores por riscos menores. Ainda, os gerentes bancários são aversos ao risco e usam o volume de capital para sinalizar ao mercado sua tomada de risco. Para um dado nível de produto, os gerentes podem

aumentar o nível de capital para controlar o risco. Tal comportamento sugere uma relação inversa entre risco e eficiência.

Uma forma de considerar risco é por meio do Índice de Basiléia. Pode-se entender que bancos com Índices de Basiléia mais elevados terão menores chances de quebrar. Desta forma, o risco se eleva para aquelas instituições que possuem um menor valor de Índice de Basiléia.

Segundo efeito sinalizador do capital no racionio de Hughes e Mester (1998), pode-se entender que um indicador de Basiléia alto implica em se ter uma instituição financeira sólida. Este seria um sinal apreendido pelo mercado e não seria necessário o uso de capital, ocioso ou improdutivo, apenas para sinalizar ao mercado. Por sua vez, o aumento da competição induziria as instituições a assumirem mais riscos, levando a um índice de Basiléia menor. Seria então necessário o uso de capital a mais, levando a se ter um nível de produto menor que o possível, dito eficiente, mas sinalizando ao mercado a solidez da instituição.

A forma de considerar o risco na eficiência é então considerada no seguinte modelo:

$$EFC_{it} = f(BASIL_{it}; PIB_t; W1_{it}; W2_{it}; W3_{it}; W4_{it}; D1_{it}; D2_{it}) + e''_{it} \quad (9)$$

Onde como medida de risco foi utilizado o Índice de Basiléia (BASIL).

Tabela 7: O Impacto do Risco sobre a Eficiência.

EFC \ BASIL	DEA crste	DEA vrste	DEA deabias	FDH	Order-m m30	Order-m m60	Order-m m120	Order-m m1200
MQO	0.032 0.689	0.236 0.005	0.197 0.001	0.232 0.000	0.359 0.000	0.281 0.000	0.244 0.000	0.232 0.000
MQG	0.130 0.000	0.182 0.016	0.149 0.021	0.117 0.064	0.208 0.007	0.167 0.020	0.130 0.047	0.117 0.064
<i>Polled</i> Tobit	0.041 0.652	0.263 0.020	0.198 0.001	0.435 0.010	0.237 0.000	0.258 0.000	0.256 0.000	0.435 0.010
Tobit E. A.	-0.128 0.004	0.097 0.100	0.094 0.011	0.088 0.457	0.113 0.003	0.150 0.001	0.147 0.006	0.088 0.457

O P valor é fornecido em baixo de cada coeficiente estimado.

Os resultados estão disponíveis na Tabela 7, onde se percebe que dos 36 coeficientes estimados de BASIL, 27 apresentam valor positivo e significativo. Conclui-se em favor de uma relação negativa entre risco e eficiência. O coeficiente estimado positivo da variável BASIL significa um relacionamento negativo entre risco e eficiência, uma vez que quanto maior é o Índice de Basiléia de um banco, menor é o risco associado a este. Este modo constata-se que um aumento da competição, que induz os bancos a escolherem níveis mais baixos do índice de Basiléia, reduz o grau de eficiência dos bancos. A idéia é que se passa a usar capital de modo improdutivo. De outro modo, maior competição leva a se aceitar um maior risco na carteira de empréstimos, que com o nível geral de capital constante reduz o índice de Basiléia. Uma carteira de empréstimos mais arriscada gera custos extras, de renegociação, de monitoramento e de seleção e isso geraria ineficiência.

8. Conclusões

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

Oito medidas diferentes de eficiência técnica foram elaboradas para cada banco, em cada período. Após diversos modelos de regressões (uma para cada medida de eficiência e modelo econométrico), o trabalho conclui em favor de uma relação negativa entre competição e eficiência técnica. Apesar da conclusão em favor de uma relação negativa, que pode parecer inicialmente pouco intuitiva, os resultados se assemelham àqueles de Fecher e Pestieau (1993) e Weill (2003). Peculiaridades da indústria bancária podem ajudar a entender este resultado. Uma queda na competição pode resultar numa redução dos custos bancários. Ainda, o resultado pode também ser explicado pelos esforços dos bancos na tentativa de se defender de um *possível* aumento na competição, uma vez que o desenvolvimento tecnológico deixa cada vez mais difícil definir as fronteiras de um mercado financeiro, ou até mesmo definir quais produtos competem nos mesmos mercados, aumentando a ameaça de novos entrantes. Como resultado, os bancos podem ser forçados a aumentarem suas eficiências técnicas e criarem barreiras à entrada de novos competidores, mesmo antes de um aumento de fato na competitividade do mercado.

O relacionamento negativo entre competição e eficiência foi testado levando em conta o relacionamento de outras variáveis com a eficiência. Primeiramente, investigou-se o efeito da concentração do mercado sobre as eficiências dos bancos. Conclui-se em favor de uma relação positiva: mais concentração implica mais eficiência. Este resultado corrobora a relação encontrada entre competição e eficiência, uma vez que se espera que competição e concentração caminhem em sentidos opostos, conforme constatado no Brasil por Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) e na Europa por, Bikker e Haaf (2002).

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

Assim, a pesquisa defende as seguintes relações para o setor financeiro brasileiro: em mercados bancários mais competitivos (ou menos concentrados) os bancos tendem a estarem associados a ambientes mais arriscados e, conseqüentemente, são menos eficientes, conforme constatado no Brasil por Araújo, Jorge Neto (2005).

Outro resultado importante é a relação do tamanho do banco com sua eficiência. A pesquisa conclui que bancos de maior porte são menos eficientes. Conclui-se também que os bancos públicos brasileiros contribuem para a redução da eficiência. Mesmo após o PROES, percebe-se a presença de vários bancos públicos estaduais entre as piores eficiências da amostra. Este é um dos argumentos clássicos em favor da privatização. Porém, de forma surpreendente, os resultados mostram que os bancos de controle estrangeiro não causam impacto positivo na eficiência.

Com relação às autoridades monetárias e fiscais, o trabalho não dá suporte a políticas que incentivem a competição na indústria bancária nacional, uma vez que a competição não colabora em favor da eficiência. Desta forma, políticas que visão aumentar a competitividade no setor financeiro brasileiro podem trazer perdas de bem-estar social. No entanto, como o assunto em

questão foi alvo de poucos estudos empíricos, novos trabalhos usando as diferentes metodologias expostas nesta pesquisa devem ser realizados para amadurecer as divergentes conclusões dos poucos trabalhos até aqui realizados. Ou seja, torna-se importante fornecer evidências com respeito aos ganhos de eficiência, que seriam supostamente esperados, originários de um aumento na competição, checando se os benefícios gerados realmente excedem os malefícios.

9. Bibliografia

- ALLEN, F.; GALE, D.** (2004). “Competition and Financial Stability”, *Journal Banking, Credit and Money* (36), pp. 453-480.
- ARAÚJO, L.A.; JORGE NETO P. M** (2005). “Risco e Competição Bancária no Brasil”. XXXIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC
- ARAÚJO, L.A.; JORGE NETO P. M; PONCE, D.S.** (2005). “Competição e Concentração entre os Bancos Brasileiros”. XXXIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC
- BAIN, J.** (1951). “Relation of Profit Rate to Industry Concentration”, *Quarterly Journal of Economics* 65, 293-324.
- BELAISCH, A.** (2003). “Do Brazilian Banks Compete?”, International Monetary Fund, IMF Working Paper WP/03/113.
- BERGER, A.** (1995). “The Profit-Structure Relationship in Banking – Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses”. *Journal of Money, Credit and Banking* 27, 404-431.
- BERGER, A.; HANNAN, T.** (1997). “Using Efficient Measures to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship in Banking”. *Managerial Finance* 1, 23, 6-31.
- BERGER, A.; HUMPHREY, D.B.** (1997). “Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research”. *European Journal of Operational Research, Volume 98, Issue 2, Pages 175-212.*
- BIKKER, J. A.** (2004). *Competition and Efficiency in a Unified European Banking Market.* Edward Elgar.
- BIKKER J.; HAAF K.** (2002a). “Competition, Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry”, *Journal of Banking and Finance* 26, 2191-2214.
- BIKKER, J.; HAAF, K.** (2002b). “Measures of Competition and concentration: A review of the literature”. *Economic & Financial Modelling* 9, 53-98.
- CAZALS, C.; FLORENS J-P; SIMAR, L** (2002). “Nonparametric frontier estimation: a robust approach” *Journal of Econometrics.* 106. 1-25.
- COELLI, T; RAO, D.P.; BATTESE, G.** (1998). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis.* Kluwer Academic Publishers.
- DEMSETZ, H.** (1973). “Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy”. *Journal of Law and Economics* 16, 1-9.
- FECHER, F.; PESTIEAU, P.** (1993). “Efficiency and Competition in OECD Financial Services”, in *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications.* Oxford University Press.
- GOLDBERG, L; RAI, A.** (1996). “The structure-performance relationship for European banking”. *Journal of Banking & Finance* 20, 745-771
- HARKER, P; ZENIOS, S.** (2000). *Performance of Financial Institutions Efficiency, Innovation Regulation.* Cambridge University Press.
- HERFINDAHL, O. C.** (1950). “Concentration in the Steel Industry”, Columbia University, dissertação de Ph.D não publicada.

- HUGHES J. P.; MESTER L. J.** (1998). “Bank Capitalization and Cost: Evidence of Scale Economies in Risk Management and Signaling”. *The Review of Economics and Statistics*. May 1, 1998, Vol. 80, No. 2, Pages 314-325.
- LANG, G.** (1996). “Efficiency, Profitability and Competition”. *IFO Studien* 42, 537-561.
- LEIBENSTEIN, H.** (1966). "Allocative Efficiency versus X-Efficiency", *American Economic Review*, 56, 392-415.
- NAKANE, M.** (2001). “A test of competition in brazilian banking”, texto para discussão 02/2001, FEA-USP.
- PANZAR, J.C.; ROSSE, J.N.** (1987). “Testing for Monopoly Equilibrium”. *Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.
- PUNT L.; VAN ROOIJ M.** (2003). “The Profit-Structure Relationship and Mergers in the European Banking Industry: An Empirical Assessment”. *Kredit und Kapital* 36, 1, 1-29.
- ROSSE J.N.; PANZAR J.C** (1977). "Chamberlin vs Robinson: An Empirical Study for Monopoly Rents". *Bell Laboratories Economic Discussion Paper*.
- SHEPHARD, R.W.** (1970). “Theory of Cost and Production Function”. Princeton: Princeton University Press.
- SILVA, T. L.; JORGE NETO P. M.** (2002). “Economia de Escala e Eficiência nos Bancos Brasileiros Após o Plano Real”. *Estudos Econômicos. Instituto de Pesquisas Econômicas – USP*, vol. 32, nº 4.
- SIMAR, L.; WILSON P.W.** (2000). “A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models”. *Journal of Applied Statistics* 27, 779-802.
- WEILL, L.** (2003). “On the relationship between competition and efficiency in the EU banking sectors”. *Kredit und Kapital*, 37, 3, 329-352.
- WHEELOCK D.; WILSON P.W.** (2003). “Robust Nonparametric Estimation of Efficiency and Technical Change in U.S. Commercial Banking”. Working Paper 2003-037A. Federal Reserve Bank of ST. Louis. Research Division.
- WILSON P.W.** (2005). “FEAR 0.913 User's Guide”. Department of Economics. University of Texas. 1 University Station, C3100. Austin, Texas, USA
- WOOLDRIDGE, J. M.** (2002). *Econometric Analysis of Cross Sectional and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, MA.

Apêndice I – Resultados dos Modelos Tobit de Efeitos Aleatórios

Variável Dependente: crste

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

Número de obs. censuradas a direita: 90

Log Likelihood: 95.374042

Variável Dependente: scale

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

Variável Dependente: vrste

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

Número de obs. censuradas a direita: 187

Log Likelihood: -76.398585

Variável Dependente: deabias

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

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

Número de obs. censuradas a direita: 91
Log Likelihood: 92.092794

Variável Dependente: fdh

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

Número de obs. censuradas a direita: 384
Log Likelihood: -168.86971

Variável Dependente: m60

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

Número de obs. censuradas a direita: 9
Log Likelihood: 230.61463

Variável Dependente: m1200

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

Número de obs. censuradas a direita: 9
Log Likelihood: -172.4007

Variável Dependente: vrste

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

Número de obs. censuradas a direita: 0
Log Likelihood: 314.62582

Variável Dependente: m30

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

Número de obs. censuradas a direita: 9
Log Likelihood: 323.06932

Variável Dependente: m120

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

Número de obs. censuradas a direita: 9
Log Likelihood: 173.88024

Variável Dependente: crste

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

Número de obs. censuradas a direita: 90
Log Likelihood: 72.926371

Variável Dependente: scale

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

Número de obs. censuradas a direita: 187

Log Likelihood: -76.072088

Variável Dependente: deabias

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

Número de obs. censuradas a direita: 0

Log Likelihood: 320.08742

Variável Dependente: m30

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 324.1545

Variável Dependente: m120

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 169.9226

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

Número de obs. censuradas a direita: 91

Log Likelihood: 92.58669

Variável Dependente: fdh

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

Número de obs. censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -167.76222

Variável Dependente: m60

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 227.45407

Variável Dependente: m1200

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Log Likelihood: -167.81187

Variável Dependente: crste

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

Número de obs. censuradas a direita: 90

Log Likelihood: 126.3547

Variável Dependente: scale

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

Número de obs. censuradas a direita: 91

Log Likelihood: 137.07612

Variável Dependente: fdh

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

Número de obs. censuradas a direita: 384

Log Likelihood: -156.46499

Variável Dependente: m60

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Variável Dependente: vrste

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

Número de obs. censuradas a direita: 187

Log Likelihood: -51.525432

Variável Dependente: deabias

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

Número de obs. censuradas a direita: 0

Log Likelihood: 296.19937

Variável Dependente: m30

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 286.30028

Variável Dependente: m120

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Log Likelihood: 199.10688

Log Likelihood: 144.30018

Variável Dependente: m1200

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

Número de obs. censuradas a direita: 9

Log Likelihood: -156.46499

Apêndice II – Testes para estatística H.Modelo Irrestrito: $\ln RT_i = \alpha + H_1 \ln DAF + H_2 \ln DOD + H_3 \ln OD + \eta \ln Z_i + u_i$

sresid_ir2 = soma dos resíduos irrestrito ao quadrados

resid_r2 = soma dos resíduos restrito ao quadrado

Teste para $H=0$ (Monopólio)

Testa-se a restrição para monopólio:

$$H_1 + H_2 + H_3 = 0$$

2000_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
6.9769	27.6217	104	8	1	96	284.0649
2000_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
3.4629	26.9166	96	8	1	88	596.0025
2001_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
6.1421	26.281	96	8	1	88	288.5391
2001_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
5.0597	29.4175	93	8	1	85	409.198
2002_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
4.2698	25.7577	88	8	1	80	402.6002
2002_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
11.6271	49.5462	88	8	1	80	260.9009
2003_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
10.0835	53.7877	86	8	1	78	338.0688
2003_12						

Teste para $H=1$ (Competição Perfeita).

Testa-se a restrição para concorrência perfeita:

$$H_1 + H_2 + H_3 = 1 \text{ ou } H_1 = 1 - H_2 - H_3$$

2000_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
6.9769	7.9554	104	8	1	96	13.4638
2000_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
3.4629	4.0355	96	8	1	88	14.5509
2001_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
6.1421	6.4187	96	8	1	88	3.9634
2001_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
5.0597	5.7547	93	8	1	85	11.6761
2002_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
4.2698	4.0583	88	8	1	80	3.9634
2002_12						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
11.6271	3.4533	88	8	1	80	56.2396
2003_06						
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
10.0835	13.6194	86	8	1	78	27.3513
2003_12						

sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
26.8291	55.6618	85	8	1	77	82.7505

sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
26.8291	22.5985	85	8	1	77	12.1419

2004_12

sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
29.9873	68.4143	75	8	1	67	85.8565

2004_12

sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	Est. F
29.9873	29.0455	75	8	1	67	-2.1043