

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**MARGENS DE LUCRO E CICLOS ECONÔMICOS  
NO BRASIL: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO**

MARCOS ANDRÉ MATTOS DE LIMA

Porto Alegre, 2001

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**MARGENS DE LUCRO E CICLOS ECONÔMICOS  
NO BRASIL: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO**

MARCOS ANDRÉ MATTOS DE LIMA

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro  
Co-orientador: Prof. Dr. Marcelo Resende

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia como requisito parcial para a obtenção do Grau de Mestre em Economia.

Porto Alegre, 2001



Dedico este trabalho aos meus pais, pelo apoio que sempre me deram em todos os momentos da vida e que tanto me ajudaram na minha formação.



## AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos os meus amigos do mestrado e doutorado em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul que me receberam tão bem e muito me ajudaram tanto na adaptação à vida numa nova cidade quanto no curso de mestrado. Gostaria também de agradecer a todos os professores com os quais tive contato neste curso, em especial meu orientador Eduardo Pontual Ribeiro, e que me auxiliaram no aprofundamento do estudo da economia em seus diferentes ramos.

Agradeço também à minha família, pois sem o seu apoio à minha decisão de estudar em Porto Alegre, eu não estaria agora escrevendo esta dissertação. Família que em toda a minha vida foi de crucial importância na formação.

Devo um agradecimento especial ao Professor Marcelo Resende, que desde o tempo em que eu era seu estagiário na graduação, vem me mostrando novos caminhos e temas relevantes dentro do estudo da economia, e também me dando oportunidades de por em prática os conhecimentos adquiridos através da parceria que estabelecemos em alguns trabalhos empíricos. Devo a ele a idéia quanto ao tema desta dissertação. Tenho também que agradecer as horas de seu tempo destinadas à discussão dos esboços iniciais desta dissertação.

Por fim gostaria de agradecer à CAPES pelo suporte material que me permitiu me manter ao longo do tempo em que estive no mestrado.

# SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>7</b>
<b>CAPÍTULO 1 - REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>11</b>
1.1. MODELO DE GREEN E PORTER.....	16
1.2. MODELO DE ROTEMBERG E SALONER.....	19
1.3. ESTUDOS EMPÍRICOS RECENTES.....	24
1.4. ESTUDOS PARA O CASO BRASILEIRO.....	29
<b>CAPÍTULO 2 - MODELO TEÓRICO.....</b>	<b>32</b>
2.1. MODELO ESTIMADO.....	32
2.2. MÉTODO DE ESTIMAÇÃO.....	40
2.2.1. <i>O método generalizado dos momentos (GMM)</i> .....	40
2.2.2. <i>O estimador de Arellano e Bond</i> .....	44
<b>CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DOS RESULTADOS OBTIDOS.....</b>	<b>53</b>
3.1. DADOS UTILIZADOS.....	53
3.2. RESULTADOS.....	58
3.2.1. <i>Classificação dos modelos segundo as correntes Clássica, Revisionista e Gerencial</i> .....	76
<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>79</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>81</b>
<b>ANEXO I.....</b>	<b>85</b>

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 .....	57
Tabela 2 .....	57
Tabela 3 .....	57
Tabela 4 .....	58
Tabela 5: LLROL sem <i>dummies</i> anuais .....	60
Tabela 6: Testes de Wald para Simplificação do Modelo Geral .....	63
Tabela 7: LAIRROL sem <i>dummies</i> anuais .....	64
Tabela 8: Testes de Wald para Simplificação do Modelo Geral .....	68
Tabela 9: LLROL com a Produção Industrial .....	69
Tabela 10: LAIRROL com Produção Industrial .....	71
Tabela 11: LLROL com <i>dummies</i> .....	73
Tabela 12: Testes de Wald para Simplificação do Modelo Geral .....	75

## RESUMO

O presente trabalho trata da verificação empírica da relação de estrutura-conduta-desempenho para o Brasil. Suas principais diferenças dos estudos anteriores sobre este tema para o país são o uso de dados de firmas e a técnica econométrica utilizada na estimação, além da inclusão de novas variáveis explicativas. Os resultados obtidos indicam um comportamento pró-cíclico das margens de lucro, conforme previsto no modelo de Green e Porter. Além disso são identificados como fatores importantes do desempenho das firmas, a lucratividade defasada (persistência nos lucros) e a intensidade de importação (concorrência externa).

## ABSTRACT

The object of this paper is to verify the empirical structure-conduct-performance relationship to Brazil. The main differences from previous papers in this area are the utilization of firm level data, a different econometric method, and the inclusion of new explanatory variables. The results obtained indicate that profit margins are pro-cyclical, supporting the prediction of Green and Porter model. Other important factors that explain firms' performance are the lagged profit margin and the import intensity.

## INTRODUÇÃO

A verificação da relação de estrutura-conduta-desempenho tem sido um tema recorrente nos estudos empíricos em Organização Industrial nos últimos cinquenta anos, desde o trabalho de Bain (1951). Ao longo deste período várias inovações foram introduzidas no que concerne tanto às técnicas econométricas utilizadas quanto à escolha das variáveis explicativas do modelo.

Até a década de 80 a maior parte destes estudos buscava verificar diferenças intersetoriais no desempenho de determinados setores industriais. Para isto eram utilizados dados setoriais e, grande parte das vezes, em corte transversal. Este fato impõe o pressuposto de que diferenças entre as observações refletem diferenças em posições de equilíbrio de longo prazo (Schmalensee (1989)).

A partir da década de 80, pela disponibilidade de bases de dados mais detalhadas, além do uso de novas técnicas econométricas e de dados em painel, houve o ressurgimento dos estudos empíricos da relação de estrutura-conduta-desempenho que por mais de uma década haviam deixado de ser o foco principal das análises empíricas em Organização Industrial. Com isso, novas relações passaram a poder ser verificadas nestes estudos, principalmente no que concerne aos efeitos de características específicas das firmas na determinação de sua lucratividade. Além disso, pelo uso de painéis de dados, passaram a poder ser verificadas relações de curto prazo entre as variáveis envolvidas.

Uma outra inovação neste tipo de estudo introduzida na década de 80 foi a inclusão de novos determinantes do desempenho das firmas, a partir das conclusões obtidas em modelos construídos sob o arcabouço da teoria dos jogos. A principal destas conclusões diz respeito ao comportamento dos lucros das firmas ao longo dos ciclos econômicos. Na verdade estes modelos se referem mais a alterações no desempenho das firmas ocasionadas por alterações



na demanda por seus produtos, e não na demanda agregada. Por este motivo, apesar do tratamento convencional consistir em verificar o impacto de alterações em indicadores macroeconômicos sobre o desempenho das firmas, neste trabalho também é verificado o efeito de alterações na demanda setorial sobre a lucratividade das unidades produtivas.

Os dois principais modelos sobre o tema utilizando teoria dos jogos são os desenvolvidos por Green e Porter (1984) e Rotemberg e Saloner (1985). A principal diferença entre as hipóteses destes dois modelos refere-se ao fato dos choques de demanda serem perfeitamente observados ou não. Os dois autores chegam à conclusões opostas sobre o comportamento dos lucros ao longo dos ciclos econômicos. Green e Porter concluem que o desempenho das firmas variam de forma pró-cíclica, enquanto Rotemberg e Saloner verificam que os lucros terão comportamento contra-cíclico. O fato destes modelos gerarem previsões opostas, faz com que a verificação de qual modelo mais adequado para cada país deva ser feita empiricamente.

Para o Brasil os estudos para a relação de estrutura-conduta-desempenho passaram a ser realizados, seguindo a metodologia adotada nos estudos para outros países, apenas na década de 90, com os estudos de Macedo e Portugal (1995) e Silva Júnior e Macedo (2000). A diferença fundamental do trabalho aqui realizado para os dois citados diz respeito à agregação dos dados utilizados, dados de firmas contra os dados setoriais utilizados nos outros. Como em Silva Júnior e Macedo são analisados dados em painel, porém o método econométrico é diferente, é utilizado o Método Generalizado dos Momentos (GMM), por se adequar melhor a painéis dinâmicos que são analisados neste trabalho, em oposição aos métodos de efeitos fixos e aleatórios.

O objetivo deste trabalho é, então, verificar a relação de estrutura-conduta-desempenho, para as firmas brasileiras dos setores industriais selecionados, visando verificar o impacto de diferentes variáveis na determinação dos lucros destas firmas, com ênfase no

comportamento destes ao longo dos ciclos econômicos. Além disso, é feita uma tentativa de, segundo os resultados obtidos, verificar qual das visões teóricas sobre o impacto de diferentes variáveis sobre os lucros é a mais adequada ao caso brasileiro (a clássica, a revisionista ou a gerencial). É realizado ainda um esforço no sentido de aproximar um pouco mais o modelo econométrico estimado do modelo teórico, testando o impacto de alterações na demanda setorial no desempenho das firmas.

O trabalho está organizado da seguinte forma. No capítulo 1 é feita uma revisão da bibliografia sobre o tema estudado, além de serem apresentados os dois modelos de teoria dos jogos que terão suas previsões testadas para o caso brasileiro. No segundo capítulo é apresentado e desenvolvido o modelo a ser estimado e o método de estimação a ser utilizado. Também são apresentadas as visões das três diferentes correntes de pensamento sobre a influência de variáveis de distintos níveis de agregação no desempenho das firmas. No capítulo 3 é explicada a formação da base de dados que será utilizada e, posteriormente são apresentados os resultados das estimações realizadas. Por fim são discutidas as principais conclusões obtidas e os possíveis desdobramentos do presente trabalho.

## CAPÍTULO 1 - REVISÃO DA LITERATURA

O tipo de estudo realizado neste trabalho é derivado de uma das principais correntes da organização industrial empírica, a verificação da relação de estrutura-conduta-desempenho. Ao longo dos últimos cinquenta anos várias mudanças foram introduzidas nas técnicas econométricas utilizadas e também na ênfase dada à relação entre as diversas variáveis envolvidas nesses estudos. Além disso, foi introduzida uma fundamentação teórica para o tema. A idéia geral que norteia os modelos que seguem esta corrente é de que características estruturais do mercado determinem o comportamento das firmas neste mercado, e que este comportamento (conduta), dadas as características estruturais (estrutura), afetem a performance das firmas envolvidas, medida pela sua lucratividade (Hay e Morris (1991)).

O estudos empíricos nesta área podem ser divididos, basicamente, em quatro grupos, classificados por Martin (1993) em ordem cronológica e que se distinguem basicamente pela nível de agregação dos dados utilizados (dados das firmas ou da indústria), pelo tamanho das amostras e pelas técnicas econométricas aplicadas.

De 1951 a 1968 utilizava-se técnicas estatísticas elementares sobre pequenas amostras em corte transversal de dados setoriais, com avaliação subjetiva de vários aspectos da estrutura de mercado. De 1967 a 1977 foram introduzidas técnicas econométricas na análise e as amostras passaram a ser maiores, apesar de ainda serem compostas por dados em corte transversal das indústrias. No fim deste período foram realizados os primeiros estudos com dados de firmas. No período de 1974 a 1983 houve uma grande redução no número de estudos realizados nesta área, pois nenhuma inovação significativa foi introduzida. Este período, no entanto, é caracterizado pela introdução dos primeiros modelos teóricos sobre o tema. No período seguinte, que se estende até o presente momento, ocorreu a retomada do tema como importante foco dos estudos empíricos em organização industrial (o chamado "Empirical Renaissance of Industrial Economics" – Bresnahan (1987)), e a introdução de diversas

alterações. Dentre estas alterações destacam-se o uso crescente de bases de dados com informações sobre as firmas, ao invés dos estudos intersetoriais<sup>1</sup> anteriormente utilizados, e, com as bases de dados não mais em cortes transversais, mas em painéis. Além disso, novas variáveis foram introduzidas nos estudos empíricos com base nas conclusões dos modelos teóricos que se iniciaram no período anterior e mantiveram seu desenvolvimento no período atual com maior ênfase na utilização da metodologia derivada da teoria dos jogos.

Toda a discussão sobre o tema surge com Bain (1951) no primeiro estudo empírico sobre a relação de estrutura-conduta-desempenho, cujas hipóteses testadas eram as seguintes: de que havia uma relação positiva entre concentração e a probabilidade de haver conluio efetivo entre as firmas em dado mercado, e que lucros<sup>2</sup> excessivos (supra-normais) estariam associados a mercados em que houvesse conluio entre as firmas. Se estas duas hipóteses prevalecessem haveria uma relação positiva entre o grau de concentração e a lucratividade. Ou seja, haveria relação positiva entre a estrutura de mercado, representada pela concentração, e o desempenho (lucratividade). Este efeito passaria, porém, pela conduta das firmas, que estariam atuando cooperativamente.

Neste estudo foram utilizados dados de 42 indústrias no período de 1936-40<sup>3</sup> e o principal resultado obtido foi que os lucros eram significativamente maiores em indústrias cujo grau de concentração ultrapassava 70 por cento.

Em estudo posterior a este o próprio Bain (1956) introduz uma nova variável na análise, que diz respeito às barreiras à entrada de novas firmas no mercado. A hipótese envolvendo a introdução desta nova variável se baseia no pressuposto de que quanto mais difícil for o estabelecimento de uma nova firma no mercado maiores os lucros que as firmas já estabelecidas poderão obter sem induzir a entrada de concorrentes. Ou seja, haveria então uma

---

<sup>1</sup> Os estudos com dados setoriais recebem o nome de intersetoriais, uma vez que verificam as diferenças entre setores industriais.

<sup>2</sup> Medidos pela taxa de retorno sobre as vendas.

<sup>3</sup> Os dados utilizados na análise são os valores médios calculados para este período.

relação direta entre o nível das barreiras à entrada e o desempenho das firmas. Os principais determinantes das barreiras à entrada são as economias de escala, a diferenciação do produto e as vantagens absolutas de custo das firmas em determinado mercado sobre potenciais entrantes.

Para a realização deste estudo foram utilizados valores médios para os anos de 1947 a 1951 de taxas de lucro, concentração e barreiras à entrada. Para medir o efeito desta última variável as 20 indústrias da base de dados foram divididas em três grupos de acordo com os determinantes das barreiras à entrada<sup>4</sup>. Os três grupos são os seguintes: as indústrias com barreiras moderadas, com barreiras substanciais e com altas barreiras à entrada. A principal conclusão do estudo, com base nos resultados obtidos, é que o grau de concentração não tem efeito significativo sobre os lucros quando as barreiras à entrada são incluídas na análise. Ou seja, as barreiras à entrada são as responsáveis pela explicação das diferenças de lucratividade entre os setores.

Os estudos realizados por Bain e todos os que seguiram esta corrente até 1967 tinham em comum a utilização de pequenas amostras (poucos setores) e a não utilização de técnicas econométricas. Apenas com os estudos de Comanor e Wilson (1967) e Collins e Preston (1969) foram introduzidas alterações significativas na forma como os estudos empíricos sobre a relação de estrutura-conduta-desempenho eram realizados.

Comanor e Wilson incluem as variáveis determinantes das barreiras à entrada diretamente na análise<sup>5</sup>, ao contrário da análise subjetiva realizada por Bain que culminava na separação das indústrias em grupos de acordo com o nível dessas barreiras. Seu estudo consiste na verificação do impacto de variáveis como gasto em propaganda, concentração do mercado, economias de escala e outros fatores na determinação da lucratividade de 41

---

<sup>4</sup> A análise dos determinantes das barreiras à entrada e a conseqüente divisão das indústrias em grupos foi em grande parte realizada a partir de uma análise subjetiva dessas barreiras, não sendo utilizada qualquer técnica estatística mais apurada.

indústrias de bens de consumo. Os principais resultados obtidos são de que gastos em propaganda e requerimento absoluto de capital para entrada no mercado com uma planta em escala eficiente mínima são mais importantes na determinação dos lucros do que o grau de concentração das indústrias. Ou seja, da mesma forma que no trabalho de Bain (1956) as variáveis representativas de barreiras à entrada foram consideradas as principais responsáveis na determinação do desempenho dos setores selecionados.

Já Collins e Preston realizam o primeiro estudo com uma amostra de tamanho maior que as anteriores e com setores organizados segundo a classificação de quatro dígitos. São utilizados 417 setores no total, sendo 142 produtores de bens de consumo e os restantes de bens de capital. Os autores separam a amostra em vários subgrupos através de diferentes cortes de acordo com o tipo de produto (bem de consumo ou de capital), com os diferenciais de custos e grau de diferenciação dos produtos. A principal hipótese testada pelos autores é de que o grau de concentração tem efeito significativo sobre as margens de lucro em setores em que as firmas grandes têm vantagens absolutas de custos sobre as firmas pequenas. E esta hipótese é aceita neste estudo, pelo menos para as indústrias produtoras de bens de consumo.

Os estudos setoriais até o início da década de 70 eram hegemônicos dentre os estudos empíricos nesta área. Há, contudo, uma vantagem dos estudos com dados para as firmas que é a possibilidade de se verificar o impacto de características próprias dessas unidades sobre a lucratividade, sem, contudo, deixar de utilizar as variáveis setoriais até aqui citadas. Somente com Shepherd (1972) se iniciaram os esforços no sentido de realizar estudos com dados mais desagregados, que nos dias de hoje se constituem nos mais indicados para a análise da relação entre lucratividade e seus diversos determinantes.

O estudo realizado por Shepherd utilizando dados de 231 firmas, tenta verificar o impacto da parcela de mercado das firmas, de seu tamanho (aproximado pelo logaritmo dos

---

<sup>5</sup> Este estudo estabelece o tratamento padrão às barreiras à entrada em estudos empíricos em organização industrial (Schmalensee (1989)).

ativos totais), dos gastos em propaganda e do grau de concentração da indústria sobre a lucratividade das firmas. A concentração é a única variável setorial da análise. Os resultados obtidos mostram que o coeficiente da parcela de mercado das firmas é significativamente maior que o do índice de concentração, sendo que este último não é estatisticamente significativo. Como as medidas de concentração são obtidas a partir das parcelas de mercado, o autor conclui que a relação positiva entre concentração e lucratividade obtida em alguns estudos setoriais pode estar refletindo o poder de mercado das firmas, e não a habilidade delas realizarem algum tipo de conluio como normalmente era defendido pelos autores de estudos empíricos sobre este assunto.

Toda a discussão sobre a importância e a forma como cada variável atua na determinação dos lucros ocorreu por falta de uma fundamentação teórica adequada para a organização industrial empírica. A microeconomia tradicional foi rejeitada como base teórica para o tema pelos economistas que estudavam a relação de estrutura-conduta-desempenho, pois os conceitos microeconômicos não podiam ser observados na prática e os testes sugeridos não podiam, com isso, ser realizados.

Somente em 1976 com Cowling e Waterson surge a primeira justificativa teórica para o uso do índice de concentração de Herfindahl (Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)) como determinante das margens de lucro. O mais interessante é que nesta mesma época os estudos empíricos nesta área já não eram mais o foco principal das atenções dos economistas que trabalhavam com organização industrial empírica. Este fenômeno durou da metade dos anos 70 até meados da década de 80. Isto ocorreu pelas diversas críticas recebidas pelos estudos realizados nas duas primeiras fases anteriormente descritas, que atingiam desde as medidas de desempenho e concentração utilizadas até a utilização de dados em corte transversal, passando pela discussão da escolha dos setores e firmas utilizados.

Neste período, importantes passos foram dados no sentido de se criar uma fundamentação teórica mais sólida para a organização industrial. A grande motivação para isso veio da utilização das ferramentas de teoria dos jogos. Esta mudança na metodologia da organização industrial teórica teve como principal efeito nos estudos empíricos de estrutura-conduta-desempenho a introdução de novas variáveis explicativas para o desempenho das firmas. Uma dessas novas variáveis diz respeito ao comportamento das margens de lucro ao longo dos ciclos econômicos. A motivação principal dos artigos que iniciaram este debate era verificar não só o efeito do comportamento cooperativo das firmas nos lucros (idéia que vem desde o artigo de Bain (1951)) mas a estabilidade desta cooperação ao longo do tempo.

Os dois artigos principais desta literatura são o de Green e Porter (1984) e Rotemberg e Saloner (1985). Ambos, analisando estruturas de mercado semelhantes, chegam a resultados opostos no que concerne ao comportamento dos lucros ao longo do tempo. Green e Porter sugerem que se as firmas não observarem perfeitamente os choques de demanda os lucros terão comportamento pró-cíclico, enquanto Rotemberg e Saloner sob a hipótese de que as firmas observam perfeitamente os choques de demanda propõem um comportamento contra-cíclico das margens de lucro. Os dois modelos serão apresentados detalhadamente na seção a seguir, uma vez que constituem a fundamentação teórica para o estudo de lucros e ciclos econômicos, tema central do presente trabalho.

### **1.1. Modelo de Green e Porter**

Green e Porter examinam uma situação de oligopólio para indústrias estáveis ao longo do tempo em que os produtos são homogêneos. As únicas variáveis que não são de conhecimento público são as quantidades produzidas no presente e em períodos anteriores por cada uma das firmas. Com isso, as firmas não observam perfeitamente as quantidades



produzidas pelas suas concorrentes. Outra variável que não é perfeitamente observada é o nível de demanda a cada período. O que as firmas observam é o preço de mercado que vigora a cada período, que não reflete perfeitamente a quantidade produzida pelas concorrentes. A variável de escolha das firmas é a quantidade, o que faz com que a cada período as firmas se deparem com um jogo de oligopólio de Cournot. Como é um jogo repetido infinitamente recebe o nome de superjogo.

O modelo será agora apresentado de forma mais detalhada. Em um primeiro momento assume-se que as  $n$  firmas que compõe o mercado estão atuando cooperativamente, maximizando seu lucro conjunto. O objetivo de cada uma das firmas é a maximização do valor presente de seus lucros futuros. Cada firma, então, maximiza a seguinte expressão:

$$E \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_i(x_{it}, p_t) \right] \quad (1)$$

onde  $\beta$  é a taxa de desconto,  $\pi_i$  é o lucro da firma  $i$ , que depende de  $x_{it}$  que é a quantidade por ela produzida no período  $t$  e de  $p_t$  que é o preço de mercado do produto neste mesmo período. O preço de mercado é representado pela seguinte expressão:

$$p_t = \theta_t p \left( \sum_{i=1}^n x_{it} \right) \quad (2)$$

onde o preço é função da quantidade total produzida na indústria e  $\theta_t$  é um conjunto de variáveis aleatórias com média unitária e que representam os choques de demanda, que não são diretamente observados pelas firmas. As variáveis aleatórias  $\theta_t$  são independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) e têm função distribuição de probabilidade representada por  $F$  que possui uma função densidade a ela associada ( $f$ ) contínua.

Um espaço de estratégias para a firma  $i$  ( $s_i$ ) é um conjunto infinito das quantidades que esta firma produzirá em cada período de tempo:  $s_i = (s_{i0}, s_{i1}, \dots)$ , onde  $s_{i0}$  determina a quantidade que será produzida no período inicial e assim sucessivamente. A estratégia adotada em cada período é função dos preços passados, que indicam se o período atual é

normal ou de punição. Para o período t+1, então, a estratégia é definida pela seguinte expressão:

$$s_{i,t+1}(p_0, \dots, p_t) = x_{i,t+1} \quad (3)$$

Um equilíbrio de Nash nesta situação é caracterizado pelos conjuntos de estratégias  $(s_1^*, s_2^*, \dots, s_n^*)$ , que faz com que o valor esperado dos lucros futuros das firmas seja tal, que nenhuma delas tenha incentivos para desviar deste resultado unilateralmente. Ou seja:

$$E_{s_1^* \dots s_i^* \dots s_n^*} \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_i s_{it}((p_0, \dots, p_{t-1}), p_t) \right] \leq E_{s_1^* \dots s_i^* \dots s_n^*} \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_i s_{it}^*((p_0, \dots, p_{t-1}), p_t) \right] \quad (4)$$

É necessário, ainda, introduzir o conceito de estratégia gatilho que norteará o comportamento das firmas em cada período. A primeira providência é o estabelecimento de um preço gatilho,  $\bar{p}$ , e do período finito de punição, T-1 períodos. O preço gatilho é o preço mínimo para o qual o conluio entre as firmas no mercado se sustenta. Se o preço de mercado for superior a  $\bar{p}$ , as firmas considerarão que as outras estarão cobrando preços inferiores aos acordados com o intuito de elevar suas participações de mercado. Com isso, o inicia-se a concorrência entre as firmas no mercado, o que acaba gerando a solução de Cournot para este período, que representa o início do período de punição. O jogo alterna períodos normais e de punição dependendo das condições definidas mais adiante.

Considere  $y=(y_1, \dots, y_n)$  um perfil de estratégias com as quantidades produzidas por cada firma nos períodos normais, períodos em que as firmas cooperam, e  $z=(z_1, \dots, z_n)$  as quantidades que as firmas produzem em períodos de punição, as quantidades de equilíbrio do jogo estático (Cournot). O período t é dito normal se uma das três condições seguintes ocorrer: (a) t=0, início do jogo; (b) t-1 foi normal e  $\bar{p} \leq p_{t-1}$ ; (c) t-T foi normal e  $p_{t-T} < \bar{p}$ . Esta última condição diz que o período t-T foi normal e que pelo preço estar abaixo do preço gatilho, no período seguinte (t-T+1) iniciou-se um período de punição que dura até t-1. Logo, t será um período normal, o primeiro após a punição. Se nenhuma dessas condições ocorrer o

período  $t$  será de punição e as firmas adotarão a solução não-cooperativa, produzindo as quantidades de Cournot. As estratégias para as firmas são definidas, então, por:

$$x_{it} = \begin{cases} y_i & \text{se } t \text{ é normal} \\ z_i & \text{se } t \text{ é de punição} \end{cases} \quad (5)$$

Neste modelo, períodos de punição podem ocorrer simplesmente por causa de um baixo nível de demanda, que faria com que o preço ficasse abaixo do preço gatilho. As firmas, por não observarem os choque de demanda, não sabem se o preço está mais baixo por algum choque exógeno ou se porque as concorrentes desviaram da solução cooperativa. Porém, o motivo não importa, uma vez que é ótimo para elas produzir as quantidades definidas por  $z$  sempre que o preço estiver nesses níveis.

Com isso em períodos normais, geralmente associados a demanda mais elevada, as firmas tenderiam a atuar cooperativamente e em períodos de punição, geralmente iniciados em períodos de demanda mais baixa, as firmas adotariam a solução não-cooperativa de Cournot, obtendo com isso lucros inferiores nestes períodos. Por esse motivo os lucros das firmas teriam um comportamento pró-cíclico, assim como os preços de mercado.

## **1.2. Modelo de Rotemberg e Saloner**

Rotemberg e Saloner apresentam um segundo modelo de superjogo empregando estratégias gatilho e que geram previsões sobre o comportamento dos preços de um oligopólio ao longo dos ciclos econômicos. A principal diferença do modelo anterior é que os choques de demanda são perfeitamente observados pelas firmas. A variável de escolha pode ser tanto preço quanto quantidade, apesar do modelo melhor desenvolvido e com resultado mais fácil de observar ser o que tem nos preços a variável de escolha. Os autores alegam que se as

quantidades forem utilizadas como variáveis estratégicas os incentivos para as firmas desviarem da solução colusiva será maior.

Como é um modelo feito para indústrias de produtos homogêneos, se uma firma reduz seu preço ela tende a tomar todo o mercado desde que ela tenha capacidade de atender a toda a demanda. Caso contrário ela venderá toda a sua produção a este nível de preços e o restante do mercado será atendido pelas firmas com o preço imediatamente superior ao dela.

O nível de demanda é observado pelas firmas antes delas escolherem seus níveis de produção. A recompensa por desviar da solução cooperativa varia positivamente com o nível da demanda, ou seja, em períodos de *boom* (demanda elevada) as firmas que desviarem venderão uma quantidade superior a que seria vendida em caso de desvio da solução cooperativa em períodos recessivos. Logo, o incentivo para que as guerras de preços ocorram é maior em períodos de maior aquecimento da economia, uma vez que o lucro esperado por desviar da solução cooperativa é maior.

Os autores sugerem, então, uma forma de coibir o desvio em períodos de *boom*, que consiste em fazer com que as firmas estabeleçam um acordo para que em períodos de alta demanda reduzam seus preços ou aumentem suas quantidades, dependendo de qual é a variável de escolha da firma, a um nível que mantenha a cooperação como estratégia ótima. Com este acordo para redução dos preços ou com uma guerra de preços em períodos de boom as margens de lucro se reduziriam segundo os autores.

Será apresentada de forma um pouco mais aprofundada o modelo com preços como variável de escolha das firmas. Considere N firmas atuando em um mercado de produto homogêneo. A função inversa de demanda é dada por:

$$P(Q_t, \varepsilon_t) \quad (6)$$

onde  $Q_t$  é a quantidade total produzida no mercado no período t e  $\varepsilon_t$  é a realização no período t da variável aleatória que representa os choques de demanda observáveis ( $\tilde{\varepsilon}$ ) e tem seu

domínio definido por  $(\underline{\varepsilon}, \bar{\varepsilon})$ . O preço é crescente em  $\varepsilon_t$ . A função de distribuição acumulada e o domínio dos choques de demanda são constantes ao longo do tempo (choques são iid).

No início de cada período as firmas aprendem a realização de  $\tilde{\varepsilon}$ , ou seja, tomam conhecimento de  $\varepsilon_t$ , e então escolhem simultaneamente os níveis de sua variável decisória. As punições por desviarem da solução cooperativa dependerão dos valores futuros dos choques. As recompensas das firmas por desviarem também dependem dos choques<sup>6</sup>, porém no período presente.

Algumas hipóteses adicionais ainda devem ser estabelecidas antes de serem apresentados os resultados finais do modelo. Considera-se que as firmas têm custos marginais constantes e iguais a  $c$ . Existe, portanto, um equilíbrio em que as firmas fazem  $P=c$  em todos os períodos e esperam lucro econômico zero, ou seja, o equilíbrio competitivo prevaleceria em todos os períodos. Este equilíbrio, porém, não é alvo de estudo deste superjogo<sup>7</sup>, uma vez que ele se estabelece na ausência de cooperação entre as firmas, que se constitui em um fator fundamental para o modelo aqui apresentado. Falta ainda definir o lucro ( $\Pi$ ), que é crescente tanto em  $Q_t$  quanto em  $\varepsilon_t$ , uma vez que aumentos nos níveis de demanda terão impacto positivo sobre os preços. Como os custos marginais são constantes e iguais entre as firmas, cada uma produzirá  $(1/N)Q_t$ .

As firmas, então, em cada período comparam o ganho de cooperar com o ganho de desviar da solução cooperativa e obter um lucro maior no presente, mas ser punida. Assumindo que  $\Pi^m$  é o valor presente dos lucros futuros se as firmas atuarem sempre cooperativamente, e que, na ausência de restrições à capacidade produtiva das firmas, o ganho de desviar pode ser dado por  $N\Pi^m$ , ou seja, o lucro total do setor. Para que alguma firma desvie unilateralmente da solução cooperativa é necessário que o valor presente dos lucros

---

<sup>6</sup> As recompensas são monotonicamente crescentes em  $\varepsilon_t$ .

<sup>7</sup> Neste modelo o jogo estático que é repetido infinitamente é o de Bertrand, no qual a variável estratégica das firmas são os preços.

futuros, descontada a punição seja superior ao valor presente dos lucros provenientes de produzir a quantidade cooperativa em todos os períodos:

$$N \Pi^m - K > \Pi^m \quad (7)$$

$$\Pi^m > \frac{K}{N-1}$$

A variável K representa o valor presente dos períodos de punição impostos à firma.

A intenção dos autores é verificar os níveis de lucro em diferentes períodos para que ao conluio seja sempre mantido. Para isso é definido um choque máximo de demanda  $\varepsilon_t^*$  dado por:

$$\Pi^m(\varepsilon_t^*) = \frac{K}{N-1} \quad (8)$$

O lucro máximo sustentável ( $\Pi^s$ ), para que nenhuma firma desvie do conluio será, então, representado pela seguinte expressão dependendo do nível da demanda:

$$\Pi^s(\varepsilon_t, \varepsilon_t^*) = \begin{cases} \Pi^m(\varepsilon_t) & \varepsilon_t \leq \varepsilon_t^* \\ \Pi^m(\varepsilon_t^*) = \frac{K}{N-1} & \varepsilon_t > \varepsilon_t^* \end{cases} \quad (9)$$

Pode-se observar por esta expressão que quanto maior for a punição maior será o lucro máximo sustentável. A punição ótima deve ser, então, a maior possível para que as firmas possam obter o maior lucro sustentável. A solução ótima consiste em fazer com que as firmas em períodos de punição vendam seus produtos a um preço que é igual ao seu custo marginal (a maior punição possível), ou seja, a solução típica em mercados de concorrência perfeita.

Uma diferença deste modelo para o de Green e Porter diz respeito à duração dos períodos de punição, que dura T-1 períodos no modelo da seção anterior. Rotemberg e Saloner, apesar de reconhecerem que o ideal é o estabelecimento de um período finito de punição optam, para simplificar os cálculos, pelo uso de um período infinito porém com uma taxa de desconto intertemporal pequena, para fazer com que os períodos mais distantes

tenham muito pouca importância na avaliação das firmas do valor presente de seus lucros futuros.

Tratar-se-á agora da apresentação da já citada taxa de desconto e de suas implicações para a determinação das soluções de equilíbrio do modelo. A taxa de desconto intertemporal ( $\delta$ ) representa o peso que as firmas atribuem aos acontecimentos futuros. Quanto maior a taxa de desconto, maior a importância dada pelas firmas aos lucros futuros e com isso menor é a probabilidade de haver desvios unilaterais da estrutura colusiva<sup>8</sup>. O resultado encontrado neste jogo é consistente com essa análise em períodos de baixa demanda, nos quais basta que a seguinte condição seja satisfeita:

$$N < \frac{1}{1 - \delta} \quad (10)$$

Ou seja, que a taxa de desconto seja elevada o suficiente para que esta condição seja respeitada.

Para períodos de demanda elevada o Teorema Popular (*Folk Theorem*) não estabelece condições suficientes para que a solução cooperativa prevaleça neste modelo. É necessário, ainda, que haja um número elevado de firmas no mercado para que nesses períodos o conluio se mantenha. Esta segunda condição é representada por:

$$\frac{\Pi^m(\bar{\varepsilon})}{\int_{\underline{\varepsilon}}^{\bar{\varepsilon}} \Pi^m(\varepsilon) dF(\varepsilon)} > \frac{\delta}{[(1 - \delta)(N - 1)]} \quad (11)$$

onde  $F(\varepsilon)$  é a função distribuição de probabilidades dos choques de demanda. Se as condições (8) e (9) forem satisfeitas a solução cooperativa é estável ao longo do tempo, não havendo incentivos para que nenhuma das firmas desvie.

---

<sup>8</sup> Este resultado é derivado do Teorema Popular de Friedman (1971) que estabelece que a solução cooperativa em jogos repetidos sempre pode ser estável, só dependendo para isso, que a taxa de desconto seja elevada o suficiente.

As principais conclusões que podem ser tiradas deste modelo são que em períodos de *boom*, pela ocorrência de guerras de preços ou pela redução acordada pelas firmas para que o conluio se mantenha, as margens de lucro se reduzem, enquanto em períodos de baixa demanda elas se mantêm em seus níveis ótimos, que devem ser mais elevados que os acordados para os períodos de demanda mais aquecida. Ou seja, os lucros neste modelo apresentam comportamento contra-cíclico.

Se o modelo for desenvolvido com as quantidades sendo as variáveis de escolha das firmas duas diferenças básicas emergem. A primeira é que a firma que desvia da solução cooperativa considera que as outras firmas manterão suas quantidades constantes. A segunda diferença relaciona-se às punições. Em períodos de punição as firmas produzirão a quantidade definida pelo modelo de Cournot.

A fim de comprovar os resultados propostos por seu modelo, os autores realizam um estudo empírico para os Estados Unidos em que concluem que as margens de lucro se comportam de forma contra-cíclica.

### **1.3. Estudos Empíricos Recentes**

A partir da metade da década de 80, em grande parte influenciados pelas novas relações propostas pela literatura teórica, há uma retomada na realização dos estudos empíricos sobre a relação de estrutura-conduta-desempenho. Só que com a introdução de novas técnicas econométricas, dados em painel e, principalmente, novas variáveis tidas como determinantes na lucratividade das empresas.

Uma dessas inovações consistiu na verificação do comportamento das margens de lucro ao longo dos ciclos econômicos, com a finalidade de verificar, entre outras coisas, qual dos modelos de superjogos tinha seu resultado observado na prática. Para isso era preciso



utilizar dados para mais de um ano, diferentemente do que era utilizado nos estudos anteriores, em que as bases de dados eram em corte transversal. Para resolver este problema passou-se a utilizar painéis de dados, o que fez com que as técnicas econométricas aplicadas na estimação fossem modificadas.

O primeiro estudo empírico notoriamente reconhecido por incorporar boa parte das inovações propostas foi o realizado por Domowitz, Hubbard e Petersen (1986). Esses autores, apesar de ainda utilizarem dados setoriais, incorporam em seu estudo a análise do comportamento das margens de lucro ao longo dos ciclos econômicos e para isso utilizam um painel de dados para a indústria norte-americana. Esta base de dados é composta por 254 setores para os anos de 1958 a 1981.

Os principais resultados encontrados dão conta de que as margens de lucro são bastante sensíveis às flutuações da demanda agregada. O efeito destas flutuações sobre os lucros é positivo o que indica que as margens seriam pró-cíclicas, conforme sugerido por Green e Porter. O efeito, contudo, é mais forte em indústrias mais concentradas. Além disso os autores incluem o impacto da concorrência externa (importações) como um fator determinante das margens de lucro, e concluem que seu impacto sobre a lucratividade é negativo. Este era o resultado previsto, uma vez que se espera que a concorrência de produtos importados reduza os lucros das firmas estabelecidas no país.

As variáveis já utilizadas nos estudos anteriores, concentração e determinantes das barreiras à entrada (gastos em propaganda sobre vendas e relação capital produto), apresentaram na maior parte dos modelos estimados o sinal esperado, apesar de apenas o índice de concentração ser estatisticamente significativo na maior parte das especificações.

Uma outra idéia fundamental que foi prontamente incorporada aos estudos empíricos sobre a relação de estrutura-conduta-desempenho diz respeito à persistência dos lucros das firmas ou setores. Esta idéia foi introduzida por Mueller (1990). Nos modelos de organização

industrial, como o deste estudo, esta nova questão é introduzida pela utilização da lucratividade defasada como uma das variáveis explicativas. Isto tem um efeito sobre o método econométrico utilizado na estimação dos modelos, que passou a ser a adaptação do método generalizado dos momentos realizada por Arellano e Bond (1989).

Os principais estudos a incorporarem esta nova variável e a metodologia desenvolvida por Arellano e Bond são os de Conyon e Machin (1991), Haskel e Martin (1992), Machin e Van Reenen (1993) e Small (1997). Todos os estudos foram realizados com dados para a Reino Unido. O que os diferencia é o nível de agregação dos dados utilizados, setoriais ou de firmas e o período coberto por cada um dos painéis de dados utilizados.

Conyon e Machin utilizam dados de 90 setores industriais no período de 1983 a 1986, e sua diferença fundamental dos estudos anteriores reside no fato de tentar verificar o impacto das características do mercado de trabalho, mais notadamente o poder dos sindicatos e a taxa de desemprego, na determinação dos lucros, e de considerar a persistência dos lucros. Além, de fazer uso das variáveis tradicionais em estudos anteriores como o grau de concentração, um indicador de escala mínima e a influência da concorrência externa, já presente no trabalho de Domowitz, Hubbard e Petersen, representada pelas intensidades de importação e exportação, ou seja, o total das importações (ou exportações) sobre as vendas de determinado setor.

A principal conclusão é de que tanto em modelos estáticos quanto em modelos dinâmicos a não utilização das variáveis derivadas do mercado de trabalho pode acabar viesando o efeito da concentração sobre a lucratividade. Outro resultado importante diz respeito ao efeito positivo e estatisticamente significativo em todas as especificações estimadas dos lucros defasados, indicando um certo grau de persistência da lucratividade. Por outro lado não foram tiradas muitas conclusões quanto à variação dos lucros ao longo dos ciclos econômicos.

Um segundo estudo desta nova safra de análises empíricas da relação de estrutura-conduta-desempenho foi realizado por Haskel e Martin (1992), também utilizando dados setoriais para o Reino Unido (81 setores industriais no período de 1980 a 1986). As duas diferenças deste estudo para o anterior de Conyon e Machin são a verificação do impacto de interações entre as variáveis explicativas sobre os lucros<sup>9</sup> e a não consideração do impacto da concorrência externa.

Quanto às conclusões também existem diferenças. A primeira delas é que a variável dependente defasada não tem efeito significativo na determinação dos lucros na maior parte dos modelos estimados (apenas nos modelos com as variáveis em nível, esta variável apresentou efeito significativo), assim como o índice de concentração sem as interações com as outras variáveis. A densidade sindical na especificação em que foi incluída também não se mostrou significativa na determinação da lucratividade.

O desemprego e seu produto com o índice de concentração, além do quadrado desta última variável, mostraram ser os grandes responsáveis pela variação dos lucros nos modelos estimados. Pelo fato do desemprego entrar direta e indiretamente no modelo os autores se eximem de fazer uma análise mais aprofundada do comportamento dos lucros ao longo dos ciclos, apesar de considerarem os resultados encontrados como sendo semelhantes ao de Domowitz, Hubbard e Petersen.

O primeiro estudo seguindo esta metodologia utilizando dados de firmas foi o de Machin e Van Reenen (1993). O período que a base de dados abrange 709 firmas no período que vai de 1972 a 1986. As variáveis explicativas se dividem em três níveis de agregação: dados das firmas, setoriais e macroeconômicos. As variáveis que descrevem as características das firmas são a taxa de lucro defasada um período e a parcela de mercado. As variáveis setoriais são o grau de concentração, a intensidade de importação e a densidade sindical. A

---

<sup>9</sup> São utilizadas como variáveis explicativas adicionais o produto entre o grau de concentração e as seguintes variáveis: a taxa de desemprego, a densidade de sindicalização e o próprio grau de concentração.

variável macroeconômica que é utilizada como indicador do nível de aquecimento da economia é a taxa de desemprego. Como no estudo de Haskel e Martin são utilizadas interações entre as variáveis.

Os resultados encontrados dão conta de que os lucros variam de maneira pró-cíclica com os ciclos econômicos. Além disso a lucratividade defasada têm papel importante na determinação dos lucros. Tanto a concentração quanto a parcela de mercado das firmas têm efeito significativo e positivo sobre os lucros, conforme previsto pelas hipóteses que circundam este tipo de estudo empírico. Quanto ao efeito da densidade sindical e da intensidade de importação não foi encontrado valor significativo para os coeficientes destas variáveis.

O maior problema do estudo de Machin e Van Reenen e dos demais estudos realizados com dados de firmas, é o fato de serem utilizados somente dados das maiores firmas, que são, em geral, os únicos disponíveis. Isto acaba viesando um pouco os resultados obtidos, porém é a única forma de estimar modelos com dados nesta agregação. O estudo aqui realizado também apresenta este mesmo viés para grandes empresas, uma vez que a base de dados utilizada é constituída pelas 2000 maiores firmas brasileiras a cada ano.

O mais recente estudo nesta linha realizado deve-se a Small (1997) e divide-se em duas partes. Na primeira é conduzido um estudo setorial seguindo em grande parte a metodologia utilizada por Domowitz, Hubbard e Petersen, e na segunda é feita uma análise semelhante à desenvolvida por Machin e Van Reenen com dados de firmas. Uma diferença desse estudo de todos os anteriores é a inclusão de setores de serviços na análise, além dos setores industriais geralmente utilizados. A diferença fundamental da segunda parte deste estudo para o realizado por Machin e Van Reenen reside no uso de um número menor de variáveis setoriais. Não são incluídas nem a densidade sindical e nem a intensidade de importação.

Na primeira parte de seu trabalho Small se utiliza de dados setoriais para o período de 1968 a 1991 e está interessado basicamente no comportamento dos lucros ao longo dos ciclos. Ele conclui que os lucros são pró-cíclicos. Na segunda parte do estudo o autor utiliza dados de 761 firmas para o período de 1972 a 1992 e os resultados obtidos se assemelham bastante aos encontrados por Machin e Van Reenen, o que já se esperava uma vez que ambos os autores utilizaram a mesma base de dados em períodos em grande parte coincidentes.

Outros estudos foram também realizados recentemente utilizando-se de dados de painel. Estes estudos, porém, não fazem uso do método desenvolvido por Arellano e Bond. Além disso algumas das variáveis utilizadas e do enfoque dado ao tema diferem um pouco do que vem sendo apresentado neste capítulo. Dentre estes estudos destacam-se os realizados para o Japão, por Nishimura et al. (1999) e Odagiri e Yamashita (1987). Além destes há o trabalho realizado por Haskel, Martin e Small (1995) para o Reino Unido.

#### **1.4. Estudos para o Caso Brasileiro**

Para o Brasil poucos estudos empíricos para a relação de estrutura-conduta-desempenho foram realizados. Dois estudos em particular serão discutidos aqui, o de Macedo e Portugal (1995) e Silva Jr. e Macedo (2000). Ambos foram realizados com dados setoriais, porém o primeiro utiliza informações de apenas um ano enquanto o segundo faz uso de um painel de dados, apesar de também estimar modelos com dados em corte transversal.

Macedo e Portugal realizam seu estudo a partir de dados obtidos pelo Censo Industrial de 1985 realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). São utilizadas três bases, divididas de acordo com a agregação da classificação dos setores industriais. São 21 setores seguindo a classificação de dois dígitos, 140 a de três dígitos e 382 de acordo com a classificação de quatro dígitos. O estudo realizado segue a metodologia utilizada pelos

estudos em seção anterior classificados na segunda fase dos estudos empíricos da relação estrutura-conduta-desempenho. São representantes desta fase os trabalhos de Comanor e Wilson e Collins e Preston. As variáveis utilizadas para explicar diferentes medidas de lucratividade são a concentração industrial, uma medida de barreiras à entrada (requerimento absoluto de capital) e um coeficiente locacional<sup>10</sup>. Uma importante consideração a ser feita é que foram utilizadas diferentes medidas tanto de lucratividade quanto de concentração industrial.

Os resultados em diferentes especificações testadas indicam a existência de uma relação positiva entre concentração industrial e a lucratividade nesses setores. Além disso as barreiras à entrada têm efeito negativo na determinação dos lucros, o contrário do que seria esperado pelas hipóteses convencionais.

O segundo estudo apresentado foi realizado por Silva Jr. e Macedo utilizando dados setoriais da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE. São 56 setores industriais para o período de 1986 a 1995 com uma descontinuidade no ano de 1991, ano em que a PIA não foi realizada. Outras fontes também foram utilizadas para a construção da base de dados usada na estimação. São estimados modelos para os cortes transversais anuais e para o painel de dados para o período de 1986-95 e nos subperíodos de 1986-90 e 1992-95.

As principais conclusões obtidas nas equações estimadas com dados em corte transversal (uma equação para cada ano), utilizando como variáveis explicativas o índice de concentração e a relação capital-produto (representando uma medida de barreiras à entrada), são de que a concentração não tem apresenta papel significativo na explicação da lucratividade setorial em nenhum dos anos, enquanto o coeficiente da relação capital-produto se mostra negativo e significativo (ao nível de significância de 5%) para os anos de 1986, 1988, 1990 e 1993.

---

<sup>10</sup> O quociente locacional médio, que é o utilizado no estudo, compara a participação percentual da produção de uma região, em um dado setor, com a participação percentual da mesma região no produto de todos os setores

Quanto à análise realizada com os dados organizados em painel os principais resultados são a pouca influência da concentração na explicação dos lucros para as especificações estimadas para o período de 1986-95. Neste mesmo período observa-se que a variável dependente defasada não tem efeito significativo na determinação dos lucros. O mesmo se aplica à concorrência externa (importações). Quanto à taxa de desemprego, um dos indicadores do comportamento cíclico da economia, o resultado indica que ela tem efeito positivo na determinação dos lucros. Nas equações estimadas para o subperíodo de 1986-90 não houve mudança significativa nos resultados, se comparados ao do período completo, com exceção para a variável dependente defasada, que passou a ser significativa, porém com sinal negativo, o oposto do esperado.

Já para o subperíodo posterior (1992-95) ocorreram mudanças significativas no papel das variáveis já citadas na explicação da lucratividade. A concentração nas doze especificações estimadas têm seu coeficiente positivo e significativo e a concorrência externa se mostra como outro importante fator na determinação dos lucros. Quanto às outras variáveis, o comportamento é semelhante ao dos outros períodos já apresentados. Não foram aqui comentados os resultados referentes às outras variáveis incluídas no trabalho de Silva Jr. e Macedo pois não farão parte do presente trabalho e não serão discutidas com maior profundidade.

## **CAPÍTULO 2 - MODELO TEÓRICO**

Este capítulo divide-se, fundamentalmente, em duas partes. A primeira trata da derivação dos modelos a serem estimados neste trabalho e das possíveis interpretações que podem ser feitas dependendo das restrições impostas aos coeficientes das diferentes variáveis explicativas utilizadas. São três as correntes de pensamento relacionadas a estas interpretações e que são apresentadas no fim da seção 2.1.

Já na segunda metade deste capítulo é apresentado o método de estimação a ser aplicado para obtenção dos parâmetros. Em primeiro lugar é feita uma apresentação geral do método generalizado dos momentos desenvolvido por Hansen (1982) e, posteriormente, o método apresentado é a adaptação feita por Arellano e Bond (1991) para painéis dinâmicos.

### **2.1. Modelo Estimado**

O modelo econométrico que será estimado é basicamente o mesmo utilizado por Machin e Van Reenen, podendo sofrer pequenas alterações no que concerne às variáveis setoriais e aos indicadores de ciclos econômicos. Será estimado também um modelo semelhante ao utilizado por Small (1997), também para painéis dinâmicos, cuja única diferença do modelo anterior é a não inclusão das seguintes variáveis setoriais: densidade sindical e intensidade de importação.

Os modelos utilizados neste trabalho, como grande parte dos modelos estimados na literatura de estrutura-conduta-desempenho, têm como ponto de partida o modelo teórico desenvolvido por Cowling e Waterson, que trata de uma indústria com  $N$  firmas fabricando um produto homogêneo. O lucro da firma  $i$ , neste setor é dado por:



$$\Pi_i = pX_i - c(X_i) - F_i \quad (12)$$

onde  $\Pi_i$  representa o lucro,  $X_i$  a quantidade produzida,  $p$  o preço de mercado,  $c$  é o custo variável, que é função da quantidade total produzida pela firma  $i$ , e  $F$  o custo fixo. A função inversa de demanda, que depende da quantidade total, possui a seguinte forma:

$$p = f(X) = f(X_1 + X_2 + \dots + X_N) \quad (13)$$

Assumindo que as firmas adotam um comportamento maximizador em relação aos lucros, e cujas variáveis de escolha são as quantidades, obtém-se a seguinte condição de primeira ordem:

$$\frac{d\Pi_i}{dX_i} = p + X_i f'(X) \left( 1 + \frac{d \sum_{j \neq i} X_j}{dX_i} \right) - c'(X_i) = 0 \quad (14)$$

onde

$$\frac{d \sum_{j \neq i} X_j}{dX_i} = \lambda_i \quad (15)$$

Na fórmula acima  $\lambda_i$  representa a variação conjectural da firma  $i$ , ou seja, a variação das quantidades das outras firmas ocasionada por uma alteração da quantidade produzida pela firma  $i$ . Rearranjando a equação (14), substituindo o resultado da fórmula (15) em (14) e dividindo ambos os lados por  $p$  obtém-se:

$$\frac{p - c'(X_i)}{p} = - \frac{X_i f'(X)(1 + \lambda_i)}{p} \quad (16)$$

O lado esquerdo da equação acima representa o mark-up sobre os custos marginais, que também é o índice de Lerner para medida de poder de monopólio. O próximo passo consiste em multiplicar e dividir o lado direito da equação (16) pela quantidade total produzida,  $X$ .

$$\frac{p - c'(X_i)}{p} = -\frac{X_i}{X} \cdot f'(X) \frac{X}{p} (1 + \lambda_i) \quad (17)$$

onde

$$\frac{X_i}{X} = MS_i$$

$$-f'(X) \frac{X}{p} = \frac{1}{\varepsilon_j}$$

$MS_i$  representa a parcela de mercado da firma  $i$ , enquanto  $\varepsilon_j$  é o valor absoluto da elasticidade preço da demanda do mercado  $j$ , ao qual a firma pertence. Como o mark-up sobre os custos marginais geralmente não é observado, aproxima-se esta variável pela taxa de lucro sobre as vendas a fim de que se consiga realizar a estimação. Na verdade, com a hipótese de retornos constantes as duas formulações (a que utiliza o mark-up e a que se usa a taxa de lucro sobre as vendas) são equivalentes no equilíbrio de longo prazo. Com a substituição do mark-up pela taxa de lucro acima definida, a equação (17) se transforma em:

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = \frac{MS_i(1 + \lambda_i)}{\varepsilon_j} \quad (18)$$

Para as firmas fica estabelecido que o mark-up sobre o custo marginal de uma firma maximizadora de lucros, é função da parcela de mercado da firma, da variação conjectural, que mede a variação das quantidades das concorrentes a uma variação na produção da firma  $i$ , e também da elasticidade-preço da demanda da indústria<sup>11</sup>.

O problema desta fórmula é que a variação conjectural não é uma variável observável. Deve-se utilizar, então, alguma aproximação envolvendo variáveis que podem ser observadas. A primeira fórmula empregada foi desenvolvida por Clarke e Davies (1982). Será aqui utilizada uma adaptação da formulação original de Clarke e Davies, cujo objetivo é permitir que o termo  $\alpha$  varie entre as firmas ( $\alpha_i$ ), diferentemente da fórmula original que previa que

---

<sup>11</sup> Este cálculo pode ser estendido para setores também, e a principal conclusão a que se chega é de que há uma relação positiva entre lucratividade e o índice de concentração de Herfindahl, e negativa entre a primeira variável e a elasticidade-preço da demanda.

este termo era constante para todas as firmas. A variação conjectural será, então, representada por:

$$\lambda_i = \alpha_i \left( \frac{1 - MS_i}{MS_i} \right) \quad (19)$$

Substituindo (19) em (18) obtém-se:

$$\left( \frac{\Pi}{S} \right)_i = \frac{[\alpha_i + (1 - \alpha_i)MS_i]}{\varepsilon_j} = \frac{[(1 - MS_i)\alpha_i + MS_i]}{\varepsilon_j} \quad 0 \leq \alpha_i \leq 1 \quad (20)$$

Como  $\alpha_i$  é um número entre zero e um, conclui-se que a margem de lucro por esta equação acima é uma combinação linear do lucro de uma situação de perfeita cooperação (cartel),  $1/\varepsilon_j$ , e do lucro da solução não-cooperativa (Cournot),  $MS_i/\varepsilon_j$ . Se  $\alpha_i=0$  tem-se a solução de Cournot e se  $\alpha_i=1$  ocorre a solução de cartel.

A fórmula em (19) não soluciona totalmente o problema pois nela está embutida uma hipótese um tanto restritiva, de que a variação conjectural é decrescente na participação de mercado das firmas, o que indicaria que firmas maiores possuiriam menores conjecturas. Isso não ocorre necessariamente na prática. Para resolver este problema Machin e Van Reenen utilizam uma formulação mais geral para a variação conjectural dada por:

$$\lambda_i = \alpha_{1,i} \left( \frac{1 - MS_i}{MS_i} \right) + \alpha_{2,i} \left( \frac{1}{MS_i} \right) \quad (21)$$

O primeiro termo é a própria fórmula de Clarke e Davies e o segundo termo permite que a variação conjectural possa também ser determinada por uma variável que só dependa da parcela de mercado da própria firma, uma vez que no primeiro termo o numerador representa a parcela de mercado das concorrentes  $(1-MS_i)$ . Com esta alteração a equação (20) pode ser representada da seguinte forma:

$$\left( \frac{\Pi}{S} \right)_i = \frac{[(1 - MS_i)\alpha_{1,i} + \alpha_{2,i} + MS_i]}{\varepsilon_j} \quad (22)$$

Se  $\alpha_{2,i}=0$  tem-se a equação (20).

Falta ainda modelar os coeficientes  $\alpha_{1,i}$  e  $\alpha_{2,i}$ . A abordagem utilizada será a que considera esses coeficientes como combinações lineares das variáveis setoriais (concentração, intensidade de importação e grau de sindicalização) e da margem de lucro da firma no período anterior ( $\alpha_{kit} = X'_{jt} \Theta_{k1} + \Theta_{k2} (\Pi/S)_{i,t-1}$  ( $k=1,2$ )). O índice t nas variáveis indica sua variação no tempo, uma vez que os dados utilizados apresentam observações para anos diferentes.

Um dos problemas encontrados em estudos anteriores diz respeito basicamente à omissão de variáveis importantes. Por isso é utilizada a abordagem de efeitos fixos, onde os efeitos dessas variáveis omitidas são captados por um parâmetro específico,  $\gamma_i$ , fazendo com que os interceptos sejam diferentes para cada indivíduo (firma). A equação a ser estimada após a substituição dos termos  $\alpha_{1,i}$  e  $\alpha_{2,i}$  e da inclusão da variável indicadora de ciclos econômicos pode ser representada, então, pela seguinte fórmula:

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_{it} = \gamma_i + \varphi_1 MS_{it} + ((1 - MS_{it}) X'_{jt}) \varphi_2 + \varphi_3 (1 - MS_{it}) \left(\frac{\Pi}{S}\right)_{i,t-1} + X'_{jt} \varphi_4 + \varphi_5 \left(\frac{\Pi}{S}\right)_{i,t-1} + v_t + u_{it} \quad (23)$$

Onde  $X_{jt}$ <sup>12</sup> representa as variáveis setoriais já citadas,  $u_{it}$  representa o erro e  $v_t$  é responsável pelos efeitos temporais, aqui representados pelas informações macroeconômicas. Serão também estimadas formulações em que são representadas as alterações no nível de atividade setorial, e não da economia como um todo. Desenvolvendo um pouco mais a fórmula acima obtém-se:

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_{it} = \gamma_i + \beta_1 MS_{it} + MS_{it} X'_{jt} \beta_2 + \beta_3 MS_{it} \left(\frac{\Pi}{S}\right)_{i,t-1} + X'_{jt} \beta_4 + \beta_5 \left(\frac{\Pi}{S}\right)_{i,t-1} + v_t + u_{it} \quad (24)$$

onde  $\beta_1 = \varphi_1$ ,  $\beta_2 = -\varphi_2$ ,  $\beta_3 = -\varphi_3$ ,  $\beta_4 = \varphi_2 + \varphi_4$  e  $\beta_5 = \varphi_3 + \varphi_5$ .

A partir desta formulação geral serão desenvolvidas as duas equações a serem estimadas neste trabalho. Uma, com maior número de variáveis, será realizada com uma base

de dados que compreende o período de 1992 a 1998 e possui 201 firmas. Já a especificação mais simples será aplicada a uma base de 598 firmas para o período de 1986 a 1998. A única diferença se dá na definição do conjunto de variáveis  $X$ . Para Small  $X_{it}$  é composto apenas pelo índice de concentração, enquanto que para Machin e Van Reenen, além da concentração, a densidade sindical e a intensidade de importação também são importantes variáveis desse conjunto.

A variável  $v_t$  pode ser modelada de duas formas: a primeira é utilizar uma *dummy* para cada um dos anos da amostra e verificar se os sinais de seus coeficientes; e a segunda consiste no uso de alguma variável representativa do nível de atividade da economia, geralmente a taxa de desemprego. Para as formulações que verificam o impacto do nível de atividade de cada indústria esta variável além de variar no tempo também variará entre os setores,  $v_{jt}$ .

O modelo será estimado em diferenças, forma usual de se tratar modelos de painel dinâmico com efeitos fixos, e o método utilizado será o método generalizado dos momentos desenvolvido por Arellano e Bond (1991) que utiliza defasagens das variáveis dependentes e independentes como instrumentos na estimação. O método de estimação será apresentado mais detalhadamente na próxima seção deste capítulo.

Como as especificações a serem estimadas neste trabalho são bem abrangentes, vários dos modelos anteriormente utilizados podem ser englobados neste estudo. Com isso pode-se fazer uma comparação entre os modelos mais populares existentes e o aqui estimado. Três destes modelos serão comparados ao desenvolvido por Machin e Van Reenen, são eles: o modelo linear estático convencional, que ocorreria se na equação (26)  $\beta_2=\beta_3=\beta_5=0$ ; o modelo linear com mecanismo de ajustamento parcial para os lucros, ou seja utilizando a variável dependente defasada como variável explicativa, que ocorreria se  $\beta_2=\beta_3=0$ ; e, finalmente, o modelo linear que permite que a variável de ajustamento parcial atue também em conjunto

---

<sup>12</sup> O subscrito  $i$  refere-se às firmas enquanto que o subscrito  $j$  refere-se aos setores aos quais as firmas pertencem.

com a parcela de mercado, para isto bastaria que  $\beta_2=0$ . Essa comparação será feita a partir da realização de testes de Wald para as restrições descritas sobre o modelo original, o que indicará qual destes modelos mais se adequa à base de dados utilizada neste estudo como representante do caso brasileiro.

Além disso, poderão ser feitas, a partir dos resultados obtidos, afirmações sobre o papel das variáveis de diferente níveis de agregação na explicação dos lucros. Com exceção do indicador macroeconômico, fundamentalmente utilizado para a verificação do comportamento dos lucros ao longo dos ciclos econômicos, o papel das demais variáveis é bastante discutido por correntes distintas.

Há, segundo Schmalensee (1985), três vertentes distintas que explicam a importância relativa de diferenças entre as firmas, variáveis setoriais e a parcela de mercado como responsáveis pelas alterações na lucratividade. São elas a clássica, a revisionista e a gerencial (managerial).

A visão clássica se baseia nas idéias de Bain (1951, 1956), já discutidas no primeiro capítulo deste trabalho, e segundo as quais o aumento do grau de concentração da indústria tende a facilitar a realização de conluio entre as firmas nela contidas, o que, por sua vez, elevaria o lucro das mesmas. Espera-se, portanto, que haja uma relação positiva entre o grau de concentração da indústria e sua lucratividade. A unidade fundamental de análise desta corrente é a indústria, sendo as diferenças entre firmas tratadas como transitórias ou sem importância a menos que estejam ligadas a economias de escala. A maior parte dos estudos empíricos que seguem esta visão incluem uma medida de concentração como uma das variáveis explicativas da equação para os lucros, e seu coeficiente é geralmente positivo e estatisticamente significativo.

A visão revisionista surgiu na década de 70, e seu principal pressuposto é de que dentro de algumas indústrias haja diferenças persistentes de eficiência entre as firmas. Este

diferencial de eficiência faria com que as firmas mais eficientes fossem mais lucrativas e ao mesmo tempo crescessem mais que suas concorrentes, tomando-lhes constantemente parte de suas parcelas de mercado. Haveria, então uma correlação positiva entre as parcelas de mercado e a lucratividade das firmas líderes (a liderança é aqui definida pela maior eficiência).

Utilizando-se de dados para as firmas o que se espera é que a parcela de mercado seja a principal responsável pela determinação dos lucros, ao passo que o impacto do grau de concentração da indústria sobre esta mesma variável não deve ser significativo. Ravenscraft (1983) testou estas previsões e concluiu que o impacto das parcelas de mercado é realmente positivo e significativo, enquanto que a concentração apresentou sinal negativo e também significativo, contrariando em parte a teoria. Em estudos setoriais espera-se que haja uma relação positiva entre concentração e a taxa média de lucro do setor, mas não por causa da maior facilidade em atuar cooperativamente das firmas, e sim pela grande correlação existente entre as parcelas de mercado e os índices de concentração<sup>13</sup>.

A terceira corrente é a gerencial, originada na década de 80, que considera que algumas firmas são gerenciadas melhor do que outras e este fato faria com que variáveis específicas das firmas teriam papel mais importante na determinação dos lucros que as variáveis setoriais. A diferença maior desta visão para a revisionista é a consideração da importância de outras variáveis relativas à firma, que não a parcela de mercado. Tanto a corrente gerencial quanto a revisionista têm como principal diferença da visão clássica a total desvalorização do impacto de variáveis setoriais, como a concentração por exemplo, sobre a lucratividade.

Estas diferentes visões são testadas por Schmalensee a partir de dados para a indústria americana e as principais conclusões suportam a visão mais antiga, a clássica desenvolvida

---

<sup>13</sup> As medidas de concentração são calculadas a partir das parcelas de mercado das firmas em determinado setor.

por Bain. Outro autor que analisa o papel de variáveis em distintos níveis de agregação na explicação da relação estrutura-conduta-desempenho, é Kessides (1990). Seus resultados contestam os obtidos por Schmalensee, uma vez que considera que efeitos específicos das firmas e a parcela de mercado são os principais determinantes das variações na lucratividade das firmas. Isto corroboraria as visões revisionista e gerencial, em detrimento da clássica.

Ambos os estudos, porém, utilizam de dados em corte transversal, diferentemente do estudo aqui desenvolvido, que faz uso de painéis de dados. Será feita, então, uma tentativa de a partir dos coeficientes encontrados neste estudo estabelecer uma comparação entre as três visões a fim de identificar qual a que mais se aplica ao caso brasileiro.

## **2.2. Método de Estimação**

### 2.2.1. O método generalizado dos momentos (GMM)

Nesta seção será apresentado de forma genérica o método generalizado dos momentos. Não há neste ponto preocupação em relação ao tipo de base de dados disponível, se em corte transversal ou em painel. O que será feito aqui é apenas o desenvolvimento dos passos principais para a obtenção do estimador e a discussão de suas aplicações. A formulação apresentada nesta seção baseou-se fundamentalmente nos artigos de Hansen (1982), Hall (1993) e Greene (1997).

O método generalizado dos momentos é indicado para o caso em que o número de condições de momento é maior que o número de parâmetros a ser estimado, o que torna o sistema sobre identificado. É uma generalização do método dos momentos, que é aplicado aos casos em que o sistema é perfeitamente identificado, ou seja, as condições de momento e os parâmetros estão presentes no mesmo número.



Será apresentado o caso em que há K parâmetros,  $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_K)$ , e  $L > K$  condições de momento representadas da seguinte forma:

$$E[m_l(y_i, x_i, z_i, \theta)] = E[m_{il}(\theta)] = 0, \quad l = 1, \dots, L \quad (25)$$

onde  $y_i$  representa a variável dependente,  $x_i$  as variáveis explicativas e  $z_i$  as variáveis instrumentais. O subscrito  $i$  em  $m_{il}$  significa que este termo depende desses três grupos de variáveis, além dos parâmetros. Os momentos calculados a partir da amostra podem ser representados por:

$$\bar{m}_l = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_{il}(\theta) = 0, \quad l = 1, \dots, L \quad (26)$$

Este sistema de L equações não terá uma única solução, uma vez que há mais equações do que parâmetros. Com isso é necessário adotar um critério com a finalidade de identificar qual a solução que gera o estimador que mais se encaixe nas características de consistência e eficiência exigidos. Uma solução para este problema seria a minimização da soma dos quadrados dos momentos, que, conforme demonstrado por Hansen (1982) gera estimadores consistentes, porém ineficientes. A forma apresentada nesta seção é a minimização da soma dos quadrados dos momentos ponderada pela matriz de pesos W, que conforme será visto adiante pode ter elementos distintos de acordo com a formulação realizada. A expressão a ser minimizada, representada por q, está abaixo:

$$q = \bar{m}(\theta)' W \bar{m}(\theta) \quad (27)$$

onde:

$$\bar{m}(\theta) = \sum_{l=1}^L \bar{m}_l(\theta) \quad (28)$$

A matriz W é positiva definida e seus elementos não são funções dos parâmetros. Todo o problema passa então pela definição dos elementos desta matriz de pesos. Uma alternativa seria o uso de uma matriz diagonal W na qual os elementos não nulos fossem inversamente correlacionados com as variâncias dos momentos. Neste caso os elementos de

$\bar{m}$  não seriam correlacionados entre si. Minimizando  $q$ , com a matriz de pesos  $W$  já definida, obtém-se o estimador de mínimos quadrados ponderados.

Se for permitida a correlação entre os elementos de  $\bar{m}$ , a matriz  $W$  não será mais uma matriz diagonal e o resultado da minimização será o estimador de mínima distância. Hansen (1982) calcula que a matriz de pesos que gera os resultados mais eficientes seja dada pela seguinte fórmula:

$$V_{GMM} = [G'W^{-1}G]^{-1} = \frac{1}{n}[G'\Phi^{-1}G]^{-1} \quad (29)$$

onde  $G$  é a matriz de derivadas dos momentos em relação aos parâmetros, em que a linha  $j$  tem o seguinte formato:

$$G^{jl} = \frac{\partial \bar{m}_j(\theta)}{\partial \theta^l} \quad (30)$$

e o termo  $\Phi$  representa a matriz de covariâncias do termo  $\bar{m}$  transformado,  $\Phi = Var[\sqrt{n}(\bar{m} - \mu)]$ . Utilizando-se a matriz  $V_{GMM}$  como matriz de pesos e minimizando a expressão dada por  $q$ , obtém-se o estimador de GMM definido por Hansen,  $\hat{\theta}_{GMM}$ , cuja distribuição converge assintoticamente para uma normal com média  $\theta$  e variância  $V_{GMM}$ .

O objetivo agora é tornar o modelo apresentado mais específico, aproximando-o mais dos modelos econométricos estimados por GMM. Será trabalhado apenas o caso de modelos lineares, cuja equação geral é representada por:

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (31)$$

onde  $y_i$  e  $\varepsilon_i$  são escalares,  $x_i$  é um vetor de dimensão  $K$  das variáveis explicativas, e  $\beta$  é o vetor com  $q$  parâmetros a serem estimados. Falta ainda definir que  $\hat{\beta}$  é o estimador do vetor de parâmetros e que  $\varepsilon(x_i, \beta) = y_i - x_i' \beta$  representa o termo aleatório.

A definição das condições de momento dependerão basicamente da existência ou não de correlação entre as variáveis explicativas e os erros. Na ausência desta correlação não é

necessária a utilização de variáveis instrumentais e as condições de momento podem ser dadas por:

$$\bar{m}(\beta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \varepsilon(x_i, \beta) = 0 \quad (32)$$

Neste caso haverá tantas condições de momento quantos forem os parâmetros a estimar, K. Com isso o sistema será identificado e a matriz de pesos W não terá relevância na estimação. O estimador de GMM minimizará, então, a seguinte fórmula:

$$q = \bar{m}(\beta)' \bar{m}(\beta) \quad (33)$$

O estimador obtido será representado por:

$$\hat{\beta} = \left\{ \sum_{i=1}^n x_i x_i' \right\}^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^n x_i y_i \right\} \quad (34)$$

que é exatamente o estimador de mínimos quadrados ordinários. Neste caso, os dois estimadores são coincidentes.

Já, no caso de haver correlação entre as variáveis explicativas e os erros, a estimação deve ser feita a partir de variáveis instrumentais, que devem estar disponíveis em número superior a K. Neste caso consideramos a existência de  $L > K$  condições de momento representadas por:

$$\bar{m}(\beta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i \varepsilon(x_i, \beta) = 0 \quad (35)$$

O estimador de GMM, neste caso, minimizará a seguinte fórmula:

$$q = \bar{m}(\beta)' W^{-1} \bar{m}(\beta) \quad (36)$$

onde a matriz de pesos W utilizada é a definida anteriormente para este estimador ( $V_{GMM}$ ) com a matriz de derivadas G, sendo trocada pela matriz de variáveis instrumentais Z, que devem ser utilizadas por causa da correlação entre as variáveis explicativas e o termo aleatório. O estimador obtido tem o seguinte formato:

$$\hat{\beta} = [X' ZV_{GMM}^{-1} Z' X]^{-1} [X' ZV_{GMM}^{-1} Z' y] \quad (37)$$

A única ressalva que deve ser feita diz respeito à exigência de que os resíduos sejam não autocorrelacionados. E, no caso desses mesmos termos serem heterocedásticos, a estimação deverá ser feita em dois estágios. Esses pontos serão discutidos na próxima seção.

### 2.2.2. O estimador de Arellano e Bond

O modelo mais simples de um painel dinâmico, sem variáveis exógenas ou efeitos específicos de tempo, pode ser descrito pela seguinte equação:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (38)$$

onde  $\delta$  é um escalar e  $u_{it}$  são os resíduos que podem ser especificados da seguinte forma:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad \begin{array}{l} \mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2) \\ v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2) \end{array} \quad (39)$$

onde  $\mu_i$  é o efeito individual (neste caso efeito fixo) e  $v_{it}$  representa os erros propriamente ditos.

A presença da variável dependente defasada como uma das variáveis explicativas faz com que o método de mínimos quadrados ordinários não possa ser utilizado neste caso. Isto ocorre porque como  $y_{it}$  é função de  $\mu_i$ ,  $y_{i,t-1}$  também será função deste mesmo membro da equação. Com isso esta variável explicativa será correlacionada com o erro, do qual este termo faz parte, o que faz com que a estimação por mínimos quadrados ordinários gerem estimadores viesados e inconsistentes mesmo na ausência de correlação serial nos erros  $v_{it}$ . Outro método, utilizado fundamentalmente em dados de painel, o chamado estimador "*within-groups*" também não pode ser utilizado em painéis dinâmicos (caracterizados pela presença da variável dependente defasada como uma das variáveis explicativas) pois, mesmo após a

transformação para eliminação dos efeitos fixos, o problema da correlação da variável dependente defasada com os erros se mantém.

Anderson e Hsiao (1981) foram os primeiros autores a desenvolver um método para o tratamento adequado de painéis dinâmicos. Eles propõem, em primeiro lugar, tomar a primeira diferença das variáveis para livrar a equação do termo representativo do efeito fixo, e então utilizar  $\Delta y_{i,t-2} = (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$  ou  $y_{i,t-2}$  como variáveis instrumentais para  $\Delta y_{i,t-1} = (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ . Esses instrumentos seriam altamente correlacionados com a variável que seria substituída e não seriam correlacionados com os erros em diferenças, dados por  $\Delta v_{it} = (v_{it} - v_{i,t-1})$ , desde que esses erros não sejam autocorrelacionados.

Gerou-se, então, toda uma discussão a fim de se descobrir se o mais eficiente seria utilizar as diferenças defasadas ou as defasagens da variável em nível como instrumentos. Outro problema consistia no fato do método de variáveis instrumentais (IV) gerar estimativas consistentes dos parâmetros, porém não necessariamente eficientes por não levarem em consideração todas as condições de momento e a estrutura dos erros, em diferenças. Abria-se espaço para a definição de quais as restrições deveriam ser utilizadas na estimação.

Arellano (1989) em seu estudo conclui que o estimador de IV que utiliza como instrumentos as variáveis defasadas em nível gera estimadores com variâncias bem menores das registradas em estimações com instrumentos em diferenças. Logo depois, Arellano e Bond (1991) definem as bases de um estimador calculado a partir do método generalizado dos momentos em painéis dinâmicos, fazendo uso de defasagens da variável dependente em nível como instrumento. Além disso outras variáveis exógenas ou pré-determinadas podem ser utilizadas como variáveis instrumentais desde que com as defasagens adequadas.

Para que o modelo seja identificado é necessário que sejam impostas algumas restrições quanto à correlação serial dos resíduos  $v_{it}$  e sobre as variáveis explicativas  $x_{it}$ . Somente erros não correlacionados ou gerados a partir de processos de médias móveis são

permitidos. O fato dos erros em nível serem não correlacionados é equivalente à afirmativa de ausência de correlação de 2ª ordem para os erros em primeira diferença. Além disso os termos aleatórios são independentemente distribuídos entre os indivíduos e possuem média zero. É permitida, contudo, a presença de heterocedasticidade nesses termos, em suas mais variadas formas. Quanto às variáveis explicativas, elas podem ou não ser relacionadas com o termo representativo dos efeitos fixos ( $\eta_i$ ). O que vai determinar se estas variáveis são exógenas, pré-determinadas ou endógenas é a existência ou não de correlação com os erros nos diferentes períodos de tempo.

Partindo-se de um modelo em que a única variável explicativa é a variável dependente defasada representados pelas equações (38) e (39), pode-se escrever os instrumentos disponíveis para os mais diversos períodos da seguinte forma:

<i>Período</i>	<i>Equações</i>	<i>Instrumentos Disponíveis</i>
$t = 3$	$\Delta y_{i3} = \delta \Delta y_{i2} + \Delta v_{i3}$	$y_{i1}$
$t = 4$	$\Delta y_{i4} = \delta \Delta y_{i3} + \Delta v_{i4}$	$y_{i1}, y_{i2}$
M	M	M
$t = T$	$\Delta y_{iT} = \delta \Delta y_{i(T-1)} + \Delta v_{iT}$	$y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i(T-2)}$

Deve-se observar que o número de instrumentos disponíveis aumenta com o tamanho da amostra, ou seja, com a inclusão de mais um período de tempo no painel de dados.

Esta tabela está reproduzida abaixo na matriz de variáveis instrumentais para o indivíduo  $i$ , representada por  $Z_i$ . Cada linha representa os instrumentos disponíveis para a equação em um período de tempo, iniciando-se a partir do terceiro, uma vez que é necessário obter instrumentos defasados dois períodos. No caso de um painel não-balanceado os indivíduos com dados incompletos terão as linhas correspondentes aos anos inexistentes suprimidas em sua matriz de instrumentos. A representação desta matriz pode ser feita, então, da seguinte maneira:

$$Z_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \Lambda & 0 & 0 & \Lambda & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \Lambda & 0 & 0 & \Lambda & 0 \\ M & M & M & & M & M & & M \\ 0 & 0 & 0 & \Lambda & y_{i1} & y_{i2} & \Lambda & y_{i(T-2)} \end{pmatrix} \quad (40)$$

A matriz de instrumentos para todos os N indivíduos é dada por  $Z = [Z_1', \dots, Z_N']'$ . As condições de momento (*moment conditions*) são obtidas a partir da seguinte relação:  $E(Z_i' \Delta v_i) = 0$ , onde  $\Delta v_i' = (v_{i3} - v_{i2}, \dots, v_{iT} - v_{i(T-1)})$ . A matriz  $Z_i'$  possui dimensão  $(T-1)(T-2)/2 \times (T-2)$ , enquanto o vetor  $\Delta v_i$  tem dimensão  $(T-2)$ . Logo, haverá  $(T-1)(T-2)/2$  condições de momento no modelo.

Um procedimento para a obtenção de um estimador preliminar de Arellano e Bond consiste em multiplicar o equação (38) em diferenças pela matriz dos instrumentos  $Z'$ . Com isso obtém-se:

$$Z' \Delta y = Z' (\Delta y_{-1}) \delta + Z' \Delta v \quad (41)$$

onde a ausência de sub-índices nas variáveis em diferenças ocorre pois estão representadas as formas vetoriais com o conjunto de observações para os T-2 períodos. Uma forma de se obter o estimador do método generalizado dos momentos é aplicando o método de mínimos quadrados generalizados (MQG) na equação acima para que se obtenha um estimador de GMM de um estágio consistente, da forma:

$$\hat{\delta} = \left[ (\Delta y_{-1})' Z V_N^{-1} Z' (\Delta y_{-1}) \right]^{-1} \left[ (\Delta y_{-1})' Z V_N^{-1} Z' (\Delta y) \right] \quad (42)$$

Na relação acima  $V_N$  representa o seguinte:

$$V_N = \sum_{i=1}^N Z_i' H Z_i \quad (43)$$

O método mais convencional de se obter o mesmo estimador é pela minimização da seguinte relação:

$$\hat{\delta} = \arg \min_{\delta} (\Delta v' Z) V_N (Z' \Delta v) \quad (44)$$

O que diferencia o estimador de um estágio do de dois estágios é exatamente a matriz de pesos  $H$ , que é utilizada. Para o estimador de um estágio os autores propõem uma matriz cujos elementos da diagonal principal sejam iguais a dois (2) e os elementos das diagonais secundárias sejam iguais a  $-1$ .

$$H^1 = \begin{pmatrix} 2 & -1 & \Lambda & 0 & 0 \\ -1 & 2 & \Lambda & 0 & 0 \\ M & M & & M & M \\ 0 & 0 & \Lambda & -1 & 2 \end{pmatrix} \quad (45)$$

O estimador de dois estágios utiliza os resíduos em primeiras diferenças calculados pelo método de um estágio descrito acima. A partir desses resíduos é então obtida a matriz de pesos que será utilizada no segundo estágio. A matriz  $H^2$ , também quadrada e de dimensão  $(T-2)$  pode ser representada por:

$$H^2 = \Delta \hat{v}_i \Delta \hat{v}_i' \quad (46)$$

O procedimento de dois estágios é mais indicado para os casos em que os resíduos são heterocedásticos, sendo feita, então, a correção deste problema com a utilização deste método. A utilização de  $H^2$  fará com que a matriz  $V_N$  utilizada na estimação seja estimada e com isso possa ser representada por  $\hat{V}_N$ . Deve-se ressaltar, ainda, que os estimadores de um e dois estágios são equivalentes se os resíduos  $v_{it}$  forem  $\text{IID}(0, \sigma_v^2)$ , ou seja, sejam independentes e identicamente distribuídos (IID) com média zero e variância constante.

O próximo passo é introduzir outras variáveis explicativas no modelo. Estas variáveis podem ser consideradas exógenas, pré-determinadas ou endógenas. Variáveis estritamente exógenas se caracterizam por  $E(x_{it}v_{is}) = 0$  para todo  $t, s = 1, 2, \dots, T$ . Neste caso todas as observações destas variáveis são instrumentos válidos. Se as variáveis forem pré-determinadas as correlações entre as variáveis explicativas e os erros podem tomar a seguinte forma:  $E(x_{it}v_{is}) \neq 0$  para  $s < t$ , e  $E(x_{it}v_{is}) = 0$  para  $s \geq t$ . Neste caso todas as observações de  $x_{it}$



defasadas um período ou mais são instrumentos válidos. Para as variáveis endógenas vale a mesma regra que a aplicada à variável dependente defasada, ou seja, a variável em nível defasada por dois períodos ou mais pode ser utilizada como instrumento na equação em diferenças.

Será introduzida no modelo até aqui desenvolvido uma variável pré-determinada conforme a definição do parágrafo anterior. Com isso a matriz de instrumentos para o indivíduo  $i$  possuirá o seguinte formato:

$$Z_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & x_{i1} & x_{i2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \Lambda & 0 & \Lambda & 0 & 0 & \Lambda & 0 \\ 0 & 0 & 0 & y_{i1} & y_{i2} & x_{i1} & x_{i2} & x_{i3} & \Lambda & 0 & \Lambda & 0 & 0 & \Lambda & 0 \\ M & M & M & M & M & M & M & M & & M & & M & M & & M \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \Lambda & y_{i1} & \Lambda & y_{i(T-2)} & x_{i1} & \Lambda & x_{i(T-1)} \end{pmatrix} \quad (47)$$

No caso de haver apenas duas variáveis explicativas, a variável dependente defasada e a variável pré-determinada  $x_{it}$  a matriz  $Z_i$  terá dimensão  $(T-2) \times 2T(T-2)/2^{14}$ . Da mesma forma que no modelo anterior as condições de momento serão dadas pelo produto das variáveis instrumentais pelos resíduos. Só que pelo fato do número de instrumentos ter aumentado, o número de condições também se eleva para  $2T(T-2)/2$ . Multiplicando as matrizes com os instrumentos para todos os indivíduos pelos vetores com as observações das variáveis em todos os períodos obtém-se a equação a seguir:

$$Z'\Delta y = Z'(\Delta y_{-1})\delta + Z'(\Delta X)\beta + Z'\Delta v \quad (48)$$

Aplicando o método de mínimos quadrados generalizados nesta fórmula é calculado o estimador de um estágio de Arellano e Bond do método generalizado dos momentos. A fórmula dos estimadores é a seguinte:

$$\begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = \left[ (\Delta y_{-1} \Delta X)' ZV_N^{-1} Z' (\Delta y_{-1} \Delta X) \right]^{-1} \left[ (\Delta y_{-1} \Delta X)' ZV_N^{-1} Z' (\Delta y) \right] \quad (49)$$

<sup>14</sup> No caso de haver mais variáveis instrumentais obtidas a partir de variáveis pré-determinadas a dimensão da matriz de instrumentos será dada por  $(T-2) \times (T-2)[k(T+1)+(T-1)]/2$ , onde  $k$  representa o número de variáveis pré-determinadas.

Deve-se fazer a mesma ressalva quanto ao fato de que a principal diferença entre os estimadores de um e dois estágios é a matriz de pesos, que no caso do estimador de um estágio é a calculada pelos autores e no de dois estágios é calculada a partir dos resíduos em diferenças obtidos da estimação no primeiro estágio. Esta matriz de pesos terá a mesma dimensão do modelo mais simples apresentado anteriormente e será composta pelos mesmos elementos, no caso da  $H^1$ .

O modelo que será estimado neste trabalho é uma generalização dos modelos até aqui apresentados, que, para simplificar a análise, incluem poucas variáveis. Uma das diferenças consiste exatamente no aumento do número de variáveis explicativas. Só que nem todas as variáveis são pré-determinadas. É utilizada uma combinação de variáveis exógenas e variáveis pré-determinadas, além é claro da variável dependente defasada, que é endógena.

Uma outra alteração consiste na inclusão de uma variável que só varie ao longo do tempo, não apresentando, no mesmo período de tempo, diferenças entre os indivíduos. Esta variável será chamada efeito temporal. Essas mudanças, na prática, farão com que a matriz de instrumentos apresente um maior número de colunas, uma vez que mais variáveis instrumentais serão utilizadas, e com isso um maior número de condições de momento serão impostas.

### Testes de Especificação

É preciso ainda apresentar a forma como vão ser testadas as condições impostas na seção anterior. Principalmente no que concerne à exigência de que os resíduos em primeiras diferenças não apresentem correlação de segunda ordem e de que as condições de momento fazem com que a estimação seja confiável, o que demonstraria que os instrumentos escolhidos são os adequados.

Como já foi citado na seção anterior, se os erros  $v_{it}$  não apresentam correlação serial, há evidências de que os erros em primeira diferença apresentarão correlação serial de primeira ordem negativa e significativa e de que não haverá correlação serial de segunda ordem. A consistência do estimador calculado a partir do método generalizado dos momentos depende fundamentalmente desta última conclusão, ou seja, de que  $E[\Delta v_{it} \Delta v_{it-2}] = 0$ . O teste proposto consiste na análise das autocovariâncias médias dos resíduos já padronizados. A hipótese nula do teste é de ausência de autocorrelação. A estatística de teste pode ser representada por:

$$m_2 = \frac{\Delta \hat{v}'_{-2} \Delta \hat{v}_*}{\Delta \hat{v}^{1/2}} \quad (50)$$

onde  $\Delta \hat{v}_*$  representa a matriz dos resíduos em diferenças sem ajustada para a mesma dimensão<sup>15</sup> de  $\Delta \hat{v}_{-2}$ .

O fato da hipótese que impõe ausência de autocorrelação de 2ª ordem ser respeitada pode indicar tanto que os resíduos não sejam serialmente correlacionados quanto que estes resíduos seguem um passeio aleatório. Uma alternativa de diferenciar os dois casos consiste na realização não só do teste para correlação serial de segunda ordem, mas também para o caso de correlação serial de primeira ordem. Se os resíduos em diferenças não apresentarem correlação serial de nenhuma ordem, isto indica que eles são formados a partir de um passeio aleatório.

O próximo teste a ser apresentado tem como função verificar se o modelo não está sobre identificado devido ao excesso de condições de momento. Este problema invalidaria os resultados encontrados na estimação. O teste proposto é o teste de Sargan, desenvolvido e utilizado por este autor em dois artigos (1958 e 1988).

$$s = \Delta \hat{v}' Z \left( \sum_{i=1}^N Z'_i (\Delta \hat{v}_i) (\Delta \hat{v}_i)' Z_i \right)^{-1} Z' \Delta \hat{v} \sim \chi^2_{p-k} \quad (51)$$

onde  $p$  refere-se ao número de colunas da matriz de instrumentos  $Z$ , que representa exatamente o número de instrumentos utilizados. O termo  $k$ , por sua vez, diz respeito ao número de variáveis explicativas do modelo, incluindo a variável dependente defasada. Os resíduos utilizados neste teste são os resíduos obtidos em uma estimação de dois estágios utilizando o método generalizado dos momentos.

A hipótese nula deste teste é de que não há restrições suficientes para fazer com que o modelo seja sobre identificado, ou seja, que os resultados obtidos na estimação são confiáveis, o que indicaria que os instrumentos utilizados seriam válidos. A estatística de teste converge assintoticamente para uma distribuição qui-quadrado com  $p-k$  graus de liberdade.

O teste de Sargan para o modelo estimado por GMM em apenas um estágio poderia ser calculado da seguinte maneira:

$$s_1 = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \Delta \hat{v}' Z \left( \sum_{i=1}^N Z'_i H^1 Z_i \right)^{-1} Z' \Delta \hat{v} \quad (52)$$

Neste caso seriam utilizados resíduos da estimação em um estágio e a matriz de pesos seria a definida por Arellano e Bond, representada na equação (45), para estimação em um estágio. Esta estatística de teste, porém, só terá distribuição qui-quadrado se os erros forem independentes e identicamente distribuídos tanto no tempo quanto entre os indivíduos, o que é uma hipótese um tanto restritiva.

No próximo capítulo serão apresentados os resultados da estimação realizada utilizando-se o estimador definido por Arellano e Bond sobre os dados que serão definidos na seção 3.1. Os testes de especificação também serão utilizados com a finalidade de verificar a confiabilidade dos modelos estimados.

---

<sup>15</sup> Dois elementos são suprimidos para fazer com que os dois vetores com os resíduos,  $\Delta \hat{v}_*$  e  $\Delta \hat{v}_{-2}$ , possuam o mesmo número de elementos.

## **CAPÍTULO 3 - ANÁLISE DOS RESULTADOS OBTIDOS**

Este capítulo se divide em duas seções. Na primeira são apresentados os dados utilizados e as fontes de onde esses dados foram retirados. Na segunda seção são mostrados os resultados obtidos para os diferentes modelos estimados, além de ser feita uma tentativa de caracterizar cada um deles de acordo com as correntes de pensamento descritas no capítulo anterior.

### **3.1. Dados Utilizados**

Para a realização deste estudo foram montadas duas bases de dados formadas a partir das mesmas fontes. O que as difere é o número de variáveis envolvidas e o intervalo de tempo compreendido por cada uma delas. As duas bases são compostas por variáveis divididas em três níveis de agregação distintos: variáveis com informações das firmas, variáveis setoriais e um indicador macroeconômico, para a verificação da variação da lucratividade das firmas ao longo dos ciclos econômicos.

As fontes de onde estes dados foram extraídos são quatro. A primeira é o banco de dados da Fundação Getúlio Vargas com informações contábeis anuais das 2000<sup>16</sup> (duas mil) maiores firmas brasileiras no período de 1986 a 1998. Desta base foi extraída a maior parte das variáveis utilizadas. A segunda fonte de dados é a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) realizada pelo IBGE. Os dados retirados desta base foram utilizados para o cálculo da densidade sindical, de 1992 a 1998. A terceira fonte é o texto de Moreira (2000) de onde foram aproveitadas as intensidades de importação setoriais para o período de 1989 a

---

<sup>16</sup> O tamanho da base varia ao longo dos anos. Há anos com informações sobre mais de 3000 firmas e anos, como 1998, com pouco mais de 1200 firmas. Em média, há cerca de 2000 firmas por ano.

1998. A quarta e última das fontes é a Pesquisa Mensal de Empregos (PME) do IBGE de onde foram retiradas as taxas de desemprego.

Os setores selecionados em cada uma das bases foram os que fabricavam produtos homogêneos, ou setores que se aproximavam muito desta característica. A classificação dos setores das bases da FGV e do texto de Moreira seguem o critério de três dígitos do IBGE. Na PNAD, porém, a classificação dos setores é um pouco mais agregada, seguindo a classificação de dois dígitos. Estes setores das diferentes bases tiveram que ser compatibilizados e a seleção se apoiou, em parte, nos setores utilizados por estudos realizados para outros países citados no primeiro capítulo deste trabalho.

As variáveis utilizadas são: duas medidas da taxa de lucro das firmas, estes mesmos valores defasados um período, a parcela de mercado de cada uma delas, o índice de concentração, a densidade sindical, a intensidade de importação (estas três últimas são variáveis setoriais), a produção industrial setorial e a taxa de desemprego (variável macroeconômica). A seguir será feita uma descrição detalhada do cálculo de cada uma das variáveis.

As medidas de lucratividade utilizadas são as razões entre o lucro antes dos impostos e participações e as vendas (LAIRROL), representadas pela receita operacional líquida, e entre o lucro líquido e as vendas (LLROL). A utilização de duas medidas diferentes para a variável dependente (lucratividade) ocorre pela baixa confiabilidade geralmente conferida às bases montadas a partir de informações contábeis (Hay e Morris (1991)).

A parcela de mercado (MS) de cada uma das firmas foi calculada como a razão entre as vendas desta firma e as vendas do setor ao qual ela pertencia. A partir dessas parcelas de mercado individuais foi possível o cálculo do índice de concentração. O índice de concentração (H) utilizado foi o índice de Herfindahl ajustado, para que os valores

encontrados variassem dentro da mesma faixa. O índice calculado, apresentado em Resende (1994), foi o seguinte:

$$H'' = \frac{1}{n-1} \left[ n \sum_{i=1}^n s_i^2 - 1 \right] = \frac{1}{n-1} [nH - 1]$$

onde  $n$  é o número de firmas no setor,  $s_i$  é a parcela de mercado da firma  $i$  e  $H$  é o índice de Herfindahl sem o ajuste. O índice  $H$ , que é calculado como a soma das parcelas de mercado ao quadrado, tem seus valores variando entre  $1/n$  e  $1$ , enquanto o índice ajustado,  $H''$ , tem seus valores extremos em  $0$  e  $1$ , o que torna diretamente comparáveis os índices para setores com números de firmas distintos, uma vez que as amplitudes serão as mesmas.

A densidade sindical (SIND) foi calculada como a razão entre o número de trabalhadores sindicalizados e o número total de trabalhadores de cada um dos setores representados na PNAD para os anos de 1992 a 1998, com exceção do ano de 1994 no qual não houve a pesquisa. Para resolver este problema foi realizada a interpolação dos valores de 1993 e 1995 e estas médias foram, então, utilizadas como as densidades sindicais do ano de 1994.

A intensidade de importação (IMP) consiste no valor total dos produtos importados sobre as vendas do setor. Esta variável se constitui em um importante indicador da concorrência externa enfrentada por cada um dos setores.

E, finalmente, a taxa de desemprego (DESEMP) anual foi calculada como a média das taxas mensais disponíveis. Esta será a variável indicativa dos ciclos econômicos utilizada neste estudo. A escolha desta variável se baseia no artigo de Machin (1990) no qual é verificada a importância da presença de variáveis que refletem as condições do mercado de trabalho (destacadamente a taxa de desemprego) em estudos que seguem a tradição de estrutura-conduta-desempenho.

Foi ainda utilizado o Produto Interno Bruto (PIB) a preços de 2000, para o período de 1988 a 1998 com o intuito de verificar se o comportamento das *dummies* anuais era pró ou

contra-cíclico. Esta variável foi calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) a partir de dados do IBGE.

Uma terceira forma de verificar o impacto de alterações na demanda sobre os lucros das firmas analisadas, foi feita utilizando as alterações no nível de atividade setorial e não mais da economia como um todo. Foi utilizada esta formulação, uma vez que os dois jogos apresentados no primeiro capítulo deste trabalho (Green e Porter (1984) e Rotemberg e Saloner (1985)) tratam de alterações na demanda pelo produto de cada firma. Para isto foi utilizada a média anual da Produção Industrial, calculada pelo IBGE, para os anos de 1992 a 1998. A classificação setorial segue o padrão de dois dígitos, também do IBGE, e foi compatibilizada com os setores já incluídos na base de dados.

A primeira das bases utilizadas possui dados anuais de 201 firmas pertencentes a 9 setores industriais. Por se tratar de um painel não balanceado o número de firmas por ano não é fixo. O número de firmas em cada ano é apresentado na primeira tabela do Anexo I. O período compreendido vai de 1992 a 1998.

Para a construção desta base foram utilizadas as medidas de lucratividade, a parcela de mercado das firma, o índice de concentração, a densidade sindical, a intensidade de importação e a taxa de desemprego. Em algumas formulações a taxa de desemprego foi substituída por "dummies" anuais e em outros casos pela produção industrial de cada setor. Esta base é um painel não balanceado com no mínimo quatro observações consecutivas para cada firma. Na Tabela 1 é feita a apresentação do número de observações das firmas que compõem esta base.



**Tabela 1**

<b>Número de observações</b>	<b>Número de firmas</b>
4	30
5	62
6	23
7	86
<b>Total</b>	<b>201</b>

A próxima tabela (Tabela 2) mostra a divisão das firmas pelos nove setores selecionados.

**Tabela 2**

<b>SETOR</b>	<b>N.º DE FIRMAS</b>
CELULOSE, PAPEL E PAPELÃO	32
MADEIRA	14
VEÍCULOS AUTOMOTIVOS, PEÇAS E ACESSÓRIOS	28
SIDERURGIA	33
PRODUTOS FARMACÊUTICOS E VETERINÁRIOS	17
AÇÚCAR E ÁLCOOL	43
PRODUTOS DE MATÉRIA PLÁSTICA	27
ROUPAS E AGASALHOS	7
<b>TOTAL</b>	<b>201</b>

A segunda base montada abrange um período mais longo, porém o número de variáveis envolvidas é menor, só envolvendo as variáveis calculadas a partir do banco de dados da FGV e a taxa de desemprego. O período compreendido nesta base é de 13 anos, de 1986 a 1998. E estão incluídas informações sobre 598 firmas, divididas em 19 setores. Da mesma forma que a base anterior, esta base é um painel não-balanceado com o número de observações consecutivas para cada uma das firmas variando entre 7 e 13. A divisão das firmas de acordo com o número de observações é apresentado a seguir, na Tabela 3.

**Tabela 3**

<b>Número de observações</b>	<b>Número de firmas</b>
7	147
8	76
9	54
10	45
11	73
12	40
13	163
<b>Total</b>	<b>598</b>

A Tabela 4 é composta pela distribuição das firmas pelos 19 setores escolhidos. A significativa diferença entre o número de setores englobado em cada uma das bases pode ser explicada pela necessidade de se compatibilizar setores de três bases diferentes para a construção do painel com dados para o período de 1992 a 1998. Este painel de firmas menor, por outro lado, possui um número maior de variáveis.

**Tabela 4**

<b>SETOR</b>	<b>N.º DE FIRMAS</b>
CELULOSE, PAPEL E PAPELÃO	37
CONSTRUÇÃO CIVIL	116
EDITORIAL E GRÁFICA	37
EXTRAÇÃO DE MINÉRIOS DE FERRO	9
MADEIRA	18
MATERIAL ELETRÔNICO BÁSICO	15
VEÍCULOS AUTOMOTIVOS, PEÇAS E ACESSÓRIOS	27
ESTAMPARIA, FUNILARIA E LATOARIA	7
SIDERURGIA	38
MOBILIÁRIO	12
PRODUTOS FARMACÊUTICOS E VETERINÁRIOS	21
AÇÚCAR E ALCOOL	45
PRODUTOS DE MATÉRIA PLÁSTICA	29
ADUBOS, FERTILIZANTES E CORRETIVOS DE SOLO	19
TINTAS, VERNIZES E SOLVENTES	9
TÊXTIL	117
CLINQUER E CIMENTO	20
MATERIAL CERÂMICO	10
ROUPAS E AGASALHOS	12
<b>TOTAL</b>	<b>598</b>

Informações mais detalhadas sobre o número de firmas disponível para cada um dos anos para as duas bases de dados montadas, são apresentadas nas tabelas do anexo 1.

### **3.2. Resultados**

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos para as diversas especificações estimadas para o modelo geral apresentado no capítulo 2. Além da interpretação dos sinais e da magnitude dos coeficientes encontrados, será feita uma tentativa de se classificar os resultados encontrados de acordo com os dois critérios definidos no capítulo anterior. O primeiro é a verificação de que modelo melhor descreve a equação para lucratividade aqui estimada: o modelo linear estático convencional, o modelo linear com mecanismo de

ajustamento parcial para os lucros, o modelo linear que permite que a variável de ajustamento parcial atue também em conjunto com a parcela de mercado, ou ainda o modelo mais geral com todas as interações entre as variáveis explicativas. É uma tentativa de verificar se os modelos geralmente utilizados são mais indicados do que o representado pela equação (24).

O segundo critério é o de classificação de acordo com as correntes de pensamento que explicam a importância relativa das variáveis setoriais, da parcela de mercado e de outros fatores específicos das firmas como responsáveis pelas alterações na lucratividade. As três visões são a clássica, a revisionista e a gerencial.

Para o painel formado com dados de 1992 a 1998 foram estimados dois tipos de modelos para a variável dependente representada pela razão entre lucro líquido e vendas (LLROL), um com as interações entre as variáveis explicativas e o outro sem estes efeitos. As mesmas especificações são estimadas para a outra variável dependente, lucro antes dos impostos e participações sobre as vendas (LAIRROL).

Já no que concerne à base de dados de maior extensão, de 1986 a 1998, só é apresentado o resultado para um caso específico, em que as *dummies* de tempo são utilizadas como indicadores dos ciclos econômicos e em que a variável de desempenho é o lucro líquido dividido pelas vendas. Esta abordagem com *dummies* anuais é uma forma mais geral de medir os efeitos agregados não captados pelas variáveis explicativas incluídas no modelo. Dentre estes efeitos estão incluídas as variações cíclicas da economia.

Para a realização da estimação foi utilizado o pacote DPD para o programa OX. Mais informações sobre o uso do pacote podem ser encontradas em Doornick, Arellano e Bond (1999).

Na Tabela 5 são apresentados os resultados para o painel menor de firmas, cuja variável dependente é LLROL.

Tabela 5: LLROL sem *dummies* anuais

	Coefficiente	Desvio Padrão	P-value	Coefficiente	Desvio Padrão	P-value
Constante	0,0089343	0,0039310	0,023	0,0116912	0,0044740	0,009
MS	0,0912829	0,0592600	0,124	-0,4904060	0,2004000	0,015
H'	-0,7570730	0,1072000	0,000	-0,4990180	0,2397000	0,038
IMP	-1,5469700	0,1244000	0,000	-1,6327700	0,2104000	0,000
SIND	0,0338270	0,0626000	0,589	0,1504170	0,1115000	0,178
LLROL(t-1)	0,1219890	0,0170700	0,000	0,1078110	0,0262200	0,000
MS*H'	-	-	-	0,3951350	1,0360000	0,703
MS*IMP	-	-	-	1,6210800	1,0600000	0,127
MS*SIND	-	-	-	-0,3097170	0,3680000	0,400
MS*LLROL(t-1)	-	-	-	-0,1510070	0,2719000	0,579
DESEMP	-0,0161605	0,0024940	0,000	-0,0173858	0,0031630	0,000
<hr/>						
AR(1)	-4,454 [0,000]**			AR(1)	-4,471 [0,000]**	
AR(2)	-1,112 [0,266]			AR(2)	-1,286 [0,199]	
Sargan $\chi^2$ (72)	92,28 [0,054]			Sargan $\chi^2$ (65)	81,20 [0,085]	
N.º de Obs.	768			N.º de Obs.	768	
N.º de firmas	201			N.º de firmas	201	

Os instrumentos utilizados nesta estimação são a parcela de mercado e suas interações com o índice de concentração, a intensidade de importação e a densidade sindical, além da variável dependente, defasadas dois ou mais períodos.

Nesta tabela estão os resultados para o modelo com a taxa de desemprego como indicador dos ciclos e em que o LLROL é a variável dependente. No modelo sem as interações entre as variáveis pode-se observar, em primeiro lugar, que há uma certa persistência nas taxas de lucro<sup>17</sup>, uma vez que o coeficiente da lucratividade defasada têm sinal positivo e é estatisticamente significativo. Outro resultado condizente com as previsões da teoria diz respeito ao efeito negativo da intensidade de importação sobre os lucros, ou seja, a concorrência externa tem impacto significativo na determinação do desempenho das firmas.

Quanto à parcela de mercado das firmas o sinal do coeficiente é o esperado, porém ele não é estatisticamente significativo. Já o índice de concentração apresenta o efeito contrário ao proposto pela teoria. Este resultado pode ser explicado por um dos fatos estilizados descritos por Schmalensee (1989) derivados dos diversos estudos para a relação de estrutura-conduta-desempenho realizados com dados em corte transversal, em sua grande maioria, e

<sup>17</sup> O objetivo do presente trabalho não é o estudo detalhado da persistência dos lucros acima da taxa normal. E a metodologia que está sendo utilizada nem é a melhor para isto. Para um estudo mais detalhado sobre este tema,

cuja unidade de análise é a firma. Este fato estilizado diz que para amostras de firmas dos Estados Unidos o coeficiente da medida de concentração utilizada é geralmente negativo ou não significativo em regressões em que a parcela de mercado das firmas é uma das variáveis explicativas da lucratividade.

Outra variável com sinal oposto ao esperado segundo a teoria é a densidade sindical, cujo coeficiente tem sinal positivo, porém não é estatisticamente significativo. Uma explicação para este fato que pode ser considerada está relacionada ao fato da densidade sindical ser uma variável setorial enquanto que este estudo visa analisar os determinantes da lucratividade das firmas. Se a negociação salarial ocorre de forma independente em cada uma das firmas (e não de forma coletiva para o setor como um todo), o indicador de poder de barganha dos trabalhadores relevante neste caso seria a densidade sindical dos trabalhadores da própria firma. Resultado semelhante a este foi obtido por Machin e Van Reenen no que concerne à não significância do efeito da densidade sindical sobre a lucratividade das firmas do Reino Unido.

Por fim, cabe analisar o comportamento dos lucros ao longo dos ciclos econômicos. Como a taxa de desemprego tem impacto negativo e significativo sobre os lucros, pode-se concluir que neste caso as taxas de lucro têm comportamento pró-cíclico. Para este primeiro modelo estimado falta analisar o teste para correlação serial de segunda ordem cuja hipótese nula caso seja aceita garante que os instrumentos utilizados não são correlacionados com os resíduos da equação original. Além disso cabe observar o teste de Sargan para validade dos instrumentos. Caso a hipótese nula seja aceita os instrumentos utilizados são considerados válidos. Neste caso, em ambos os testes, as hipóteses nulas não podem ser rejeitadas ao nível de significância de 5%. Porém, se o critério utilizado fosse baseado no nível de significância de 10% os instrumentos não poderiam ser considerados válidos.

---

ver Resende (2000), cujos resultados são ainda mais fortes, indicando haver persistência infinita na lucratividade das firmas analisadas.

Alternativamente é feita a estimação do modelo com as variáveis que refletem as interações entre as variáveis explicativas, conforme o modelo desenvolvido no capítulo 2.

Para o modelo estimado com interações, apenas uma alteração significativa nos resultados encontrados pode ser observada. Está relacionada à parcela de mercado das firmas que passa a ter um impacto negativo (e significativo), quando analisado somente o efeito direto, sobre a lucratividade, o que em grande medida contraria o resultado previsto pela teoria e encontrado em diversos estudos empíricos.

Quanto às demais variáveis, intensidade de importação, densidade sindical e índice de concentração, os resultados são muito semelhantes aos obtidos no modelo sem os efeitos das interações entre as variáveis.

Do mesmo modo que no modelo simplificado pode-se concluir que as taxas de lucro apresentam comportamento pró-cíclico, já que o coeficiente da taxa de desemprego permanece negativo e estatisticamente significativo.

Falta ainda analisar os sinais das variáveis que refletem as interações. Nenhuma das interações entre as variáveis explicativas possui efeito significativo na determinação da lucratividade das firmas. Mais adiante será feito um teste a fim de verificar qual dos dois modelos estimados é o mais indicado. Por último cabe observar que pelo teste de Sargan os instrumentos utilizados são válidos e não há correlação de segunda ordem nos resíduos.

Com a finalidade de determinar qual dos modelos deve ser utilizado, um dos dois utilizados ou uma forma intermediária, são realizados testes de Wald<sup>18</sup> cujas hipóteses nulas para que o modelo seja considerado o modelo linear estático convencional (modelo 1), o modelo linear com mecanismo de ajustamento parcial para os lucros (modelo 2) ou o modelo linear que permite que a variável de ajustamento parcial atue também em conjunto com a

---

<sup>18</sup> Os testes de Wald realizados verificam se determinados coeficientes são nulos em conjunto. A estatística de teste segue a distribuição  $\chi^2$  com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas.

parcela de mercado (modelo 3). Os resultados para estas hipóteses são apresentados na tabela abaixo:

**Tabela 6: Testes de Wald para Simplificação do Modelo Geral**

Modelo	Restrições	Distribuição do Teste	Estatística de Teste
Modelo 1	$[\beta_2\beta_3\beta_5]=0$	$\chi^2(5)$	29,3163 (0,000)**
Modelo 2	$[\beta_2\beta_3]=0$	$\chi^2(4)$	7,9254 (0,0943)
Modelo 3	$[\beta_2]=0$	$\chi^2(3)$	7,3888 (0,0605)

Com base nos resultados obtidos pode-se observar que as interações em conjunto não possuem influência significativa na determinação da lucratividade das firmas. Apenas quando se inclui a variável dependente defasada como uma das variáveis cujo coeficiente é igual a zero (no teste para o modelo linear estático) é que a hipótese nula é rejeitada. O modelo escolhido, portanto deve ser o que não possui interações, mas que entre suas variáveis explicativas contém a razão entre lucro líquido e vendas defasada um período. Ou seja, o melhor modelo dentre os apresentados na Tabela 5 é o modelo linear com ajustamento parcial para os lucros.

Para esta base de dados falta ainda apresentar os resultados para os modelos cuja variável dependente é representada pela razão entre lucro antes dos impostos e participações e vendas, representadas pela receita operacional líquida. Estes resultados encontram-se na tabela a seguir:

**Tabela 7: LAIRROL sem *dummies* anuais**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>
<b>Constante</b>	-0,00413033	0,00266000	0,121	-0,00396837	0,00299700	0,186
<b>MS</b>	0,19586100	0,05086000	0,000	-0,23766200	0,16900000	0,160
<b>H"</b>	-0,58476100	0,06806000	0,000	-0,73934400	0,12920000	0,000
<b>IMP</b>	-1,10424000	0,04799000	0,000	-1,03481000	0,12230000	0,000
<b>SIND</b>	0,16797600	0,05550000	0,003	0,16459800	0,08008000	0,040
<b>LAIRROL(t-1)</b>	0,13594700	0,01216000	0,000	0,10553200	0,01776000	0,000
<b>MS*H"</b>	-	-	-	2,39517000	0,62380000	0,000
<b>MS*IMP</b>	-	-	-	-1,40328000	0,49210000	0,004
<b>MS*SIND</b>	-	-	-	-0,84443100	0,20910000	0,000
<b>MS*LAIRROL(t-1)</b>	-	-	-	0,52610800	0,22270000	0,018
<b>DESEMP</b>	-0,00971488	0,00149200	0,000	-0,00750099	0,00231700	0,001
<b>AR(1)</b>	-4,898 [0,000]**			<b>AR(1)</b>	-4,962 [0,000]**	
<b>AR(2)</b>	-0,9509 [0,342]			<b>AR(2)</b>	-1,093 [0,274]	
<b>Sargan X<sup>2</sup> (97)</b>	116,20 [0,089]			<b>Sargan X<sup>2</sup> (90)</b>	112,6 [0,054]	
<b>N.º de Obs.</b>	768			<b>N.º de Obs.</b>	768	
<b>N.º de firmas</b>	201			<b>N.º de firmas</b>	201	

Os instrumentos utilizados nesta estimação são a parcela de mercado, suas interações com o índice de concentração, a intensidade de importação e a densidade sindical, o índice de concentração e a variável dependente, todos defasados dois ou mais períodos.

Para o modelo mais simples, sem as interações, pode-se notar algumas diferenças em relação ao modelo estimado para a outra variável de desempenho cujos resultados foram apresentados anteriormente. O impacto da parcela de mercado sobre a lucratividade das firmas passa a ter importância significativa na determinação do desempenho das mesmas, e o sinal do coeficiente estimado também é condizente com as previsões da teoria.

Outra diferença que pode ser notada diz respeito ao efeito do poder de barganha dos trabalhadores, representado pela densidade sindical, na determinação dos lucros. O sinal positivo do coeficiente se mantém, porém neste caso ele é estatisticamente significativo. Este resultado é mais forte do que o obtido nos modelos anteriores no que tange a negação das idéias tão disseminadas e estudadas que defendem a redução dos lucros das firmas pela ação de sindicatos fortes na negociação dos salários. As explicações apresentadas anteriormente para este resultado inesperado continuam a valer para esta especificação.

Quanto à importância do índice de concentração, os resultados já obtidos em outros modelos se mantêm. Ou seja, esta variável continua a ter um papel importante na redução do desempenho das firmas da amostra, fato que contraria em larga medida as previsões teóricas,



mas que é condizente com o fato estilizado, apresentado acima, derivado dos diversos estudos empíricos já realizados em que são incluídas tanto a parcela de mercado quanto a concentração como variáveis explicativas para o desempenho.

Outra variável cujo efeito se mantém é a intensidade de importação, indicando que a concorrência externa é um fator importante na determinação da lucratividade das firmas nacionais. Este fato pode em certa medida ser explicado pelos fatos ocorridos no período compreendido pela base de dados, de 1992 a 1998. Neste período houve o aprofundamento da política de abertura comercial iniciada em 1990. A partir de 1994, principalmente, no processo de implementação do Plano Real, a concorrência dos produtos importados foi incentivada, com redução de tarifas e um câmbio apreciado, como forma de combater possíveis reajustes de preços por parte dos produtores nacionais e a conseqüente volta da inflação aos níveis anteriores ao plano.

No que concerne a persistência dos lucros o resultado obtido é muito semelhante ao anterior. A lucratividade defasada um período continua significativa na determinação do desempenho atual das firmas. A magnitude deste efeito permanece praticamente inalterada mesmo após a mudança da variável dependente.

Por fim deve-se observar o comportamento dos lucros ao longo dos ciclos, bastando para isso a verificação do coeficiente da taxa de desemprego. E o resultado permanece praticamente inalterado se comparado com os modelos já apresentados, ou seja, as taxas de lucro das firmas, representadas pela razão entre lucro antes dos tributos e participações sobre as vendas, possuem comportamento pró-cíclico novamente. O que mais uma vez é compatível com os resultados preditos por Green e Porter (1984).

Deve-se fazer uma observação quanto a mais um dos fatos estilizados reportados por Schmalensee (1989) que se refere à alta correlação existente entre as diferentes medidas contábeis de desempenho, que faz com que os resultados da relação estimada seja

praticamente o mesmo independente da medida de lucro utilizada, que é o que, em larga medida está sendo observado nos resultados até aqui apresentados. Porém o autor diz ainda que as correlações entre as taxas de lucro contábeis e as margens de lucro (price-cost margins) são em geral pequenas e que os resultados obtidos geralmente dependem de que medida é utilizada. Por isso houve a preocupação de neste trabalho utilizar medidas de lucratividade já utilizadas em outros estudos para a relação estrutura-conduta-desempenho realizados principalmente para a Inglaterra.

Quanto à confiabilidade dos resultados apresentados, deve-se observar o teste de Sargan para validade dos instrumentos e o teste para correlação serial de segunda ordem que verifica se os instrumentos utilizados são ou não correlacionados com os resíduos. E os resultados obtidos para os dois testes mostram que os instrumentos escolhidos são válidos ao nível de significância de 5% e que não há correlação de 2ª ordem nos resíduos. Da mesma forma que nos modelos anteriores a alteração do nível de significância para 10% inviabilizaria o aproveitamento dos resultados obtidos. Este fato indica que pode haver outros instrumentos relevantes que não estão na análise.

Falta ainda comentar os resultados do modelo estimado para a mesma variável dependente, LAIRROL, com a incidência dos efeitos provenientes de interações entre algumas das variáveis explicativas e a parcela de mercado das firmas.

Para este modelo, alguns dos resultados se mantêm. O primeiro deles diz respeito à ocorrência de persistência nos lucros, observada pelo sinal positivo e significativo da variável de desempenho defasada um período. Além deste fator, há a contribuição indireta dada pela variável dependente defasada por via de sua interação com a parcela de mercado das firmas que possui coeficiente também com sinal positivo e estatisticamente significativo, o que indica que em firmas com maior parcela de mercado o efeito desta variável sobre o desempenho será ainda maior.

Outro resultado semelhante ao obtido para o modelo sem as interações relaciona-se ao fato da densidade sindical permanecer com um efeito positivo sobre a lucratividade. Porém o impacto da interação entre esta variável e a parcela de mercado das firmas é negativo, na determinação dos lucros. Isto pode indicar a ocorrência de maior poder de barganha dos trabalhadores em firmas cuja parcela de mercado é maior, e que em geral possuem um maior número de empregados. O impacto total de uma variação na densidade sindical poderá ser positivo ou negativo dependendo basicamente da parcela de mercado que a firma possui.

A próxima variável analisada é a intensidade de importação. A magnitude e a significância do coeficiente desta variável se mantêm neste modelo em que efeitos interativos são permitidos. A interação desta variável com a parcela de mercado só vem a corroborar este impacto negativo da concorrência externa no desempenho das firmas, sinalizando para o fato de que firmas com maior parcela de mercado são mais afetadas pela concorrência de produtos importados. Isto pode ser visto pela sinal negativo do coeficiente desta variável composta pelo produto das duas variáveis já citadas.

Quanto ao efeito da concentração do mercado, nota-se que o efeito direto desta variável nos lucros permanece sendo negativo e significativo. Porém a interação do índice de Herfindahl com a parcela de mercado possui magnitude bem superior (2,39517) e sinal oposto, positivo. Este fato, da mesma forma que no caso da densidade sindical, faz com que o efeito total da concentração sobre o desempenho das firmas dependa da magnitude da parcela de mercado de cada uma das firmas.

Falta interpretar ainda o impacto da parcela de mercado das firmas em sua lucratividade. Neste modelo com interações o efeito total desta variável dependerá da magnitude de cada uma das variáveis que constituíram os efeitos interativos com as parcelas de mercado. Com isso o efeito total será ambíguo. Pode-se no entanto verificar que a influência direta desta variável sobre o desempenho não é significativa.

No que diz respeito às variações cíclicas na lucratividade pode-se observar inequivocamente que, mais uma vez, as taxas de lucro possuem comportamento pró-cíclico, mesmo resultado obtido em todas as especificações até aqui apresentadas neste trabalho.

Quanto aos testes de validade de instrumentos e correlação serial nota-se que os instrumentos escolhidos não são correlacionados com os resíduos e que são válidos ao nível de significância de 5%.

Do mesmo modo do que foi feito para os modelos com LLROL como variável dependente, será feita uma tentativa de simplificação do modelo geral, com todas as interações, apresentado na Tabela 7 no sentido de enquadrá-lo em um dos três casos convencionais já citados. Lembrando que o modelo sem interações apresentado na mesma tabela reflete o caso em que as restrições para o modelo 2 (modelo linear com ajustamento parcial para os lucros) são impostas. Os testes para simplificação do modelo são apresentados na tabela a seguir.

**Tabela 8: Testes de Wald para Simplificação do Modelo Geral**

Modelo	Restrições	Distribuição do Teste	Estatística de Teste
Modelo 1	$[\beta_2\beta_3\beta_5]=0$	$\chi^2(5)$	82,9671 (0,000)**
Modelo 2	$[\beta_2\beta_3]=0$	$\chi^2(4)$	26,3982 (0,000)**
Modelo 3	$[\beta_2]=0$	$\chi^2(3)$	25,8738 (0,000)**

Ao contrário dos modelos discutidos anteriormente com a outra medida de desempenho para o qual nenhum dos efeitos interativos era significativo isoladamente e que se concluiu que em bloco estes efeitos também não possuíam significância estatística, o modelo geral apresentado na Tabela 7 tem como característica exatamente o oposto. Ou seja, individualmente todas as interações são significativas. O que torna clara a suposição de que em conjunto esses efeitos sejam também relevantes na determinação do desempenho das firmas estudadas.

E é exatamente isto que ocorre. Todas as hipóteses construídas no sentido de simplificar o modelo são rejeitadas a qualquer nível de significância escolhido, indicando que a especificação mais apropriada para esta equação de lucros é a mais geral possível.

Utilizando-se deste mesmo painel de dados, falta, ainda, estimar os modelos em que é feita a tentativa de verificar os impactos de alterações na demanda setorial, e não da economia como um todo, sobre os lucros das firmas. Para isto é utilizada a produção industrial média anual calculada pelo IBGE.

**Tabela 9: LLROL com a Produção Industrial**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>
<b>Constante</b>	-0,00568579	0,00350800	0,000	-0,00746145	0,00415200	0,073
<b>MS</b>	-0,23090380	0,08885000	0,010	-0,51518600	0,42970000	0,231
<b>H"</b>	-0,81886400	0,17620000	0,000	-0,61741500	0,38490000	0,109
<b>IMP</b>	-1,01558000	0,22860000	0,000	-1,12173000	0,35520000	0,002
<b>SIND</b>	-0,10522500	0,11050000	0,341	-0,12112700	0,14510000	0,404
<b>LLROL(t-1)</b>	0,11465700	0,02358000	0,000	0,09322970	0,03655000	0,011
<b>MS*H"</b>	-	-	-	0,32481200	1,59400000	0,839
<b>MS*IMP</b>	-	-	-	0,99211700	1,48300000	0,504
<b>MS*SIND</b>	-	-	-	-0,53087600	0,70090000	0,449
<b>MS*LLROL(t-1)</b>	-	-	-	0,55741500	0,71970000	0,439
<b>PI</b>	0,00104049	0,00036730	0,005	0,00113846	0,00045710	0,013
<b>AR(1)</b>	-4,282 [0,000]**			<b>AR(1)</b>	-4,496 [0,000]**	
<b>AR(2)</b>	-1,217 [0,224]			<b>AR(2)</b>	-1,346 [0,178]	
<b>Sargan X<sup>2</sup> (57)</b>	79,73 [0,025]*			<b>Sargan X<sup>2</sup> (50)</b>	67,37 [0,051]	
<b>N.º de Obs.</b>	768			<b>N.º de Obs.</b>	768	
<b>N.º de firmas</b>	201			<b>N.º de firmas</b>	201	

Os instrumentos utilizados nesta estimação são a parcela de mercado, suas interações com a intensidade de importação e a densidade sindical, e a variável dependente defasada, todos defasados dois ou mais períodos.

Na Tabela 9 estão presentes os resultados dos modelos estimados com e sem a presença das interações entre as variáveis. A preocupação principal na análise destes resultados reside no coeficiente da produção industrial. Para os demais serão feitos apenas comentários superficiais.

No modelo sem interações uma certa persistência nos lucros continua sendo observada, uma vez que o coeficiente é positivo e significativo. Quanto à parcela de mercado e à concentração, observa-se que ambas as variáveis possuem efeito negativo na determinação do desempenho das firmas da base de dados.

A intensidade de importação, como nos modelos já estimados, permanece com impacto negativo e significativo sobre os lucros. O coeficiente da densidade sindical, por sua vez, apresenta o sinal previsto pela teoria (negativo) porém não é estatisticamente significativo.

Por fim, cabe analisar o efeito das alterações no nível de atividade setorial sobre os lucros. A produção industrial é utilizada como *proxy* das condições da demanda do setor. O resultado obtido mostra que os lucros das firmas variam positivamente com a produção industrial dos setores.

Não há correlação serial de segunda ordem nos resíduos. Porém, ao nível de significância até aqui considerado (5%), os instrumentos utilizados não podem ser considerados válidos.

Para o modelo com interações, os impactos tanto da parcela de mercado quanto da concentração não são estatisticamente significativos, e são negativos. Os efeitos da densidade sindical e da intensidade de importação se mantêm, assim como a existência de persistência nos lucros.

Quanto à relação entre a produção industrial e o desempenho das firmas, há uma relação direta entre estas variáveis, da mesma forma que no modelo sem interações. As interações, por sua vez, não apresentam significância estatística aos níveis convencionais (1%, 5% e 10%).

No que diz respeito à validade dos instrumentos utilizados, o resultado do teste de Sargan aprova os instrumentos a 5%. O resultado, porém, gera uma certa ambiguidade, uma vez que a estatística de teste está bem próxima do limite entre a aceitação e a rejeição da hipótese nula formulada no teste.

Falta ainda apresentar os mesmos resultados para os modelos com LAIRROL como variável dependente. Estes resultados estão presentes na Tabela 10, a seguir:

**Tabela 10: LAIRROL com Produção Industrial**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>
<b>Constante</b>	-0,00972290	0,00439900	0,027	-0,00940866	0,00433200	0,030
<b>MS</b>	-0,16258300	0,09070000	0,073	-0,28780600	0,46510000	0,536
<b>H"</b>	-0,94038000	0,19250000	0,000	-0,88236500	0,38690000	0,023
<b>IMP</b>	-1,23754000	0,21310000	0,000	-1,02132000	0,38310000	0,008
<b>SIND</b>	-0,01138540	0,15060000	0,940	0,09880770	0,18840000	0,600
<b>LAIRROL(t-1)</b>	0,14108500	0,02436000	0,000	0,09781770	0,03719000	0,009
<b>MS*H"</b>	-	-	-	1,80342000	1,29700000	0,165
<b>MS*IMP</b>	-	-	-	-0,95433400	1,87400000	0,611
<b>MS*SIND</b>	-	-	-	-1,31202000	0,66270000	0,048
<b>MS*LAIRROL(t-1)</b>	-	-	-	1,16568000	0,79270000	0,142
<b>PI</b>	0,00150277	0,00032530	0,000	0,00123950	0,00053190	0,020
<b>AR(1)</b>	-4,945 [0,000]**			<b>AR(1)</b>	-5,087 [0,000]**	
<b>AR(2)</b>	-0,9483 [0,343]			<b>AR(2)</b>	-1,086 [0,277]	
<b>Sargan X<sup>2</sup> (57)</b>	75,01 [0,055]			<b>Sargan X<sup>2</sup> (50)</b>	65,74 [0,067]	
<b>N.º de Obs.</b>	768			<b>N.º de Obs.</b>	768	
<b>N.º de firmas</b>	201			<b>N.º de firmas</b>	201	

Os instrumentos utilizados nesta estimação são a parcela de mercado, suas interações com a intensidade de importação e a densidade sindical, e o a variável dependente defasada, todos defasados dois ou mais períodos.

Os resultados para os modelos estimados com o lucro antes dos tributos e das participações no lugar do lucro líquido, não apresenta alterações significativas em relação ao anterior. Os sinais dos coeficientes dos modelos com e sem interações são iguais aos anteriores e no que se refere à significância estatística, a única alteração é que o impacto negativo da concentração sobre a lucratividade passa a ser significativo no modelo com interações, e que a interação entre parcela de mercado e densidade sindical também passa a ser significativa a 5%.

Quanto ao efeito da produção industrial setorial sobre os lucros das firmas, verifica-se que este impacto continua sendo positivo e significativo. Os instrumentos nos dois casos apresentados na Tabela 10 só são válidos se o nível de significância escolhido for igual ou inferior a 5%.

O fato de incluir uma variável setorial em lugar do indicador macroeconômico e o resultado do comportamento pró-cíclico se manter, é um indicativo da presença de comovimento entre os diferentes setores industriais, conforme já encontrado por Engle e Issler (1995) em estudo para a indústria norte americana.

Por se tratar apenas de uma tentativa de aproximar um pouco mais o modelo estimado da previsão dos modelos de teoria dos jogos, e por diferir dos estudos convencionalmente realizadas, a análise dos modelos com a produção industrial como indicador do nível de atividade dos setores, não será tão completa quanto às análises dos demais modelos estimados, que incluem ainda testes para a definição de que especificação clássica mais se aproxima dos resultados encontrados e uma tentativa de classificá-los de acordo com as principais correntes de pensamento apresentadas na seção 2.1.

Deste modo encerram-se as apresentações dos resultados para os modelos estimados com o painel de firmas que compreende o menor período.

Falta ainda comentar os resultados obtidos para os modelos calculados com dados do painel com informações de 1986 a 1998. Para estes modelos a variação dos lucros ao longo dos ciclos econômicos é verificada através de *dummies* anuais que captam os impactos comuns a todas as firmas em cada ano derivado de variáveis não incluídas na análise. Utilizando de diferentes combinações dos instrumentos normalmente utilizados em estudos deste tipo, somente em um dos dois casos apresentados a seguir os instrumentos foram considerados válidos pelo teste de Sargan.



Tabela 11: LLROL com *dummies*

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>P-value</b>
<b>Constante</b>	0,00321482	0,00900900	0,721	0,00021716	0,00919100	0,981
<b>MS</b>	0,67185200	0,08232000	0,000	0,18772200	0,15670000	0,231
<b>H"</b>	-0,59852900	0,08917000	0,000	-0,67227700	0,12040000	0,000
<b>LLROL(t-1)</b>	0,10187900	0,01311000	0,000	0,07096640	0,01464000	0,000
<b>MS*H"</b>	-	-	-	1,17906000	0,29960000	0,000
<b>MS*LLROL(t-1)</b>	-	-	-	1,53130000	0,07948000	0,000
<b>Dummies</b>						
<b>1989</b>	0,08274070	0,01556000	0,000	0,08435570	0,01592000	0,000
<b>1990</b>	-0,15167300	0,01637000	0,000	-0,14588300	0,01672000	0,000
<b>1991</b>	-0,06070830	0,01518000	0,000	-0,05735340	0,01643000	0,000
<b>1992</b>	0,01029460	0,01262000	0,415	0,02069220	0,01299000	0,111
<b>1993</b>	0,05091230	0,01403000	0,000	0,05113410	0,01496000	0,001
<b>1994</b>	0,08058960	0,01272000	0,000	0,07740670	0,01447000	0,000
<b>1995</b>	-0,10834000	0,00977000	0,000	-0,09964140	0,01043000	0,000
<b>1996</b>	-0,02342610	0,00980400	0,017	-0,00617657	0,01108000	0,577
<b>1997</b>	0,00662395	0,00945100	0,483	0,00369156	0,00987700	0,709
<b>1998</b>	-0,03157590	0,01019000	0,002	-0,01323400	0,01244000	0,287
<hr/>						
<b>AR(1)</b>	-9,723 [0,000]**			<b>AR(1)</b>	-9,839 [0,000]**	
<b>AR(2)</b>	-0,7955 [0,426]			<b>AR(2)</b>	-0,9746 [0,330]	
<b>Sargan X<sup>2</sup> (88)</b>	121,4 [0,021]*			<b>Sargan X<sup>2</sup> (85)</b>	106,1 [0,060]	
<b>N.º de Obs.</b>	4779			<b>N.º de Obs.</b>	4779	
<b>N.º de firmas</b>	598			<b>N.º de firmas</b>	598	

Os instrumentos utilizados nesta estimação são a variável dependente, a parcela de mercado e sua interação com o índice de concentração, defasadas dois ou mais períodos.

As principais diferenças destas especificações estimadas para o painel de firmas de maior abrangência consistem no menor número de variáveis setoriais utilizadas e na forma como os ciclos econômicos são representados. Diferentemente do que foi feito nos modelos até aqui apresentados, o indicador das variações cíclicas da economia é representado por *dummies* anuais que captam os impactos comuns a todas as firmas.

Em primeiro lugar serão comentados os resultados para o modelo sem interações, apesar dos instrumentos utilizados na estimação não serem considerados válidos ao nível de significância de 5%. Por este motivo não será dispensada grande atenção a esses resultados, sendo feita apenas uma apresentação superficial dos coeficientes obtidos.

A parcela de mercado das firmas possui impacto positivo e estatisticamente significativo na determinação do desempenho das firmas, fato previsto pela teoria mas não observado em nenhum dos resultados anteriormente apresentados. Já o grau de concentração

da indústria, seguindo o que já se observou nos casos para o menor painel de firmas, apresenta sinal negativo. Resultado condizente com o fato estilizado previamente discutido.

Outro resultado que se mantém mesmo com a alteração da base de dados diz respeito à persistência dos lucros, representada pelo coeficiente de lucratividade defasado. Continua sendo positivo e significativo este efeito. A magnitude do coeficiente também é semelhante aos resultados já obtidos.

Cabe por fim observar o comportamento dos lucros ao longo dos ciclos econômicos. Por serem utilizadas *dummies* anuais, a análise não pode ser feita apenas pela observação do sinal e da significância dos coeficientes destas variáveis binárias, como foi feita nos modelos em que a taxa de desemprego representava as variações cíclicas. Neste caso deve-se comparar o comportamento da constante do modelo, cujo primeiro valor, de 0,00321482, está relacionado ao ano de 1988 e do ano de 1989 em diante deve-se somar o coeficiente da *dummy* correspondente a esta constante inicial, com as variações em algum dos indicadores de ciclos da economia brasileira para o mesmo período. A variável escolhida para representar o nível de atividade da economia a cada ano foi o Produto Interno Bruto (PIB) real calculado pelo IPEA.

A princípio pode-se notar que, em geral, não há uma relação muito forte entre as alterações no nível da equação de lucros e a variação do PIB nacional. Apenas nos anos de 1990, 1991 e 1992 o PIB assume valor real inferior ao de 1988, enquanto que para o modelo estimado em 1990, 1991, 1995, 1996 e 1998 este fato ocorre. Foi calculado o coeficiente de correlação de Pearson para verificar se os movimentos da constante da equação estimada e do PIB possuíam alguma relação e foi encontrado o valor de 0,015 para este coeficiente, que não é estatisticamente significativo<sup>19</sup>. Por este motivo nada se pode concluir sobre comportamento cíclico dos lucros.

---

<sup>19</sup> Também foi calculada a correlação entre os diferentes níveis anuais da equação e a taxa de desemprego, e o coeficiente encontrado também não é significativo.

Falta ainda apresentar os resultados para o modelo com interações entre a parcela de mercado e as demais variáveis explicativas. Diferentemente do modelo anterior, os instrumentos escolhidos são válidos neste caso segundo o teste de Sargan, e o fato dos resíduos não apresentarem correlação de 2ª ordem garante também que as variáveis instrumentais escolhidas não são correlacionadas com estes resíduos. Este motivo já é suficiente para que este modelo seja escolhido quando comparado ao anterior. Mesmo assim foram realizados os testes de Wald com as restrições já impostas para os modelos calculados a partir do painel de 1992 a 1998. E a conclusão a que se chega é de que o modelo mais indicado é realmente o de caráter mais geral, em que todas as interações e a variável dependente defasadas estão presentes. Estes resultados são apresentados na tabela abaixo.

**Tabela 12: Testes de Wald para Simplificação do Modelo Geral**

Modelo	Restrições	Distribuição do Teste	Estatística de Teste
Modelo 1	$[\beta_2\beta_3\beta_5]=0$	$\chi^2(3)$	617,395 (0,000)**
Modelo 2	$[\beta_2\beta_3]=0$	$\chi^2(2)$	416,852 (0,000)**
Modelo 3	$[\beta_2]=0$	$\chi^2(1)$	15,484 (0,000)**

Falta ainda apresentar os resultados para o modelo escolhido, que se encontram na Tabela 11. Primeiramente deve-se comentar o efeito da parcela de mercado sobre a lucratividade das firmas da amostra. O impacto direto desta variável é positivo, porém não significativo. Mas o impacto total dependerá ainda das interações desta variável com o índice de concentração e com a lucratividade defasada. Quanto maiores os valores destas duas variáveis maior será o efeito de uma alteração na parcela de mercado sobre o desempenho, uma vez que os coeficientes destas duas interações são positivos e seus valores são bastante elevados, indicando que se tratam da principal causa das alterações nos lucros. O efeito total da parcela de mercado será, então, positivo.

No que diz respeito ao grau de concentração, o impacto total desta variável no desempenho das firmas da amostra dependerá da parcela de mercado que estas firmas

possuírem. Isto porque o coeficiente que mede a relação direta entre esta variável e a lucratividade possui sinal negativo e alta significância estatística. Por outro lado, o impacto indireto, via interação com a parcela de mercado, é positivo e mais forte. Por esta razão o efeito total da concentração será ambíguo, variando de acordo com a parcela de mercado de cada uma das firmas.

A persistência dos lucros mais uma vez é verificada, pelo sinal positivo do coeficiente da lucratividade defasada. O efeito total desta variável na determinação dos lucros, ainda é ampliada pelo sinal positivo e a grande magnitude do coeficiente da sua interação com a parcela de mercado.

Quanto ao comportamento dos lucros ao longo dos ciclos econômicos, a conclusão obtida para o modelo anterior se mantém. Ou seja, não se pode concluir nem que as taxas de lucros sejam pró-cíclicas, nem que sejam contra-cíclicas, uma vez que o coeficiente de correlação obtido é 0,052, que é insignificante estatisticamente.

### 3.2.1. Classificação dos modelos segundo as correntes Clássica, Revisionista e Gerencial

Nesta seção será feita uma tentativa de analisar os três modelos escolhidos na seção anterior, dois para o menor painel de firmas (um com LLROL e outro com LAIRROL como variável dependente) e um para a maior base de dados. Esta análise será feita com base na significância dos coeficientes da parcela de mercado, das variáveis setoriais e das características específicas das firmas, representadas neste trabalho pela lucratividade defasada.

Para se concluir que a visão clássica é a que condiz com os resultados apresentados é necessário que apenas as variáveis setoriais tenham influência na determinação dos lucros. Em outras palavras os impactos das outras variáveis devem ser nulos ( $[\beta_1 \beta_5]=0$ ). Os efeitos

das interações entre as variáveis serão desconsiderados na determinação da corrente de pensamento mais apropriada para o caso brasileiro, uma vez que nenhuma dessas visões faz qualquer menção aos possíveis efeitos de interações entre a parcela de mercado e as demais variáveis explicativas.

Já para a visão revisionista, apenas a parcela de mercado das firmas seria importante no desempenho das firmas, fazendo com que os coeficientes das variáveis setoriais e da lucro defasado fossem não significativos ( $[\beta_4 \beta_5]=0$ ). E, finalmente para a verificação de que a visão gerencial é a mais adequada é necessário que a única variável relevante na determinação dos lucros seja a lucratividade defasada, indicando a presença de uma certa persistência nos lucros. Para esta corrente deve-se respeitar as seguintes restrições, ( $[\beta_1 \beta_4]=0$ ).

O primeiro modelo analisado é o que tem a razão entre lucro líquido e vendas como variável dependente e que não estão presentes as interações entre as variáveis explicativas. Este foi o modelo escolhido dentre os que foram apresentados na Tabela 5. Neste caso a única visão que pode ser excluída é a revisionista, uma vez que o impacto da parcela de mercado na determinação do desempenho das firmas pode ser considerado nulo. Neste modelo pode-se concluir que as correntes clássica e gerencial são se adaptam mais aos resultados obtidos, uma vez que há pelo menos uma variável setorial importante na explicação dos lucros (intensidade de importação) e que a única característica específica das firmas incluída (a lucratividade defasada) também possui papel relevante. O fato da concentração possuir efeito significativo, porém no sentido contrário, e a densidade sindical não ser relevante na determinação dos lucros, seria uma evidência favorável à visão revisionista. Mas para isso seria necessário que o coeficiente da parcela de mercado fosse positivo e estatisticamente significativo, como defende esta corrente e também que a outra variável setorial (a intensidade de importação) não fosse determinante na explicação do desempenho.

Para o modelo escolhido a partir da Tabela 7, com o lucro antes dos tributos e participações como variável dependente e com todas as interações as conclusões sobre qual das visões pode ser verificada, as conclusões não são muito diferentes das obtidas para o modelo anterior. Mais uma vez a única visão que pode ser descartada é a revisionista, uma vez que a parcela de mercado também não é relevante neste modelo. Este modelo será, assim como o anterior, condizente com as outras duas correntes de pensamento. A significância da intensidade de importação e da densidade sindical dão suporte às previsões feitas pela corrente clássica, enquanto a influência da lucratividade defasada é um indício favorável à visão gerencial.

Por fim, cabe analisar o modelo calculado para o painel com dados de 1986 a 1998. Neste modelo a única variável setorial é o grau de concentração, cujo efeito é significativo, porém com sinal oposto ao previsto pela visão clássica. A parcela de mercado continua não possuindo papel relevante na determinação dos lucros. Com isso, tanto a corrente clássica quanto a revisionista não se aplicam a este modelo. Somente a visão gerencial é apoiada por estes resultados, uma vez que a persistência dos lucros continua a ter papel significativo, corroborando a hipótese de que características específicas das firmas seriam as principais causas de alterações em seu desempenho.

## CONCLUSÃO

Neste trabalho foram estimados diversos modelos com o intuito de verificar o impacto de diferentes variáveis na determinação do desempenho das firmas brasileiras. Com base nestes resultados foi feita uma tentativa de verificar qual das visões acerca da influência de variáveis em diferentes níveis de agregação sobre a lucratividade destas firmas selecionadas.

Para os modelos estimados com a partir do painel de dados que compreendia o menor período, de 1992 a 1998, as principais conclusões, de forma geral, são de que apenas a variável dependente defasada e a intensidade de importação têm o sinal esperado e são estatisticamente significativas na maior parte dos modelos estimados. A primeira variável representa a persistência nas taxas de lucro, enquanto a segunda diz respeito à concorrência de produtos importados sofrida pelas firmas nacionais.

Outro resultado comum à maior parte das especificações testadas diz respeito ao comportamento dos lucros ao longo dos ciclos econômicos. Em geral os resultados encontrados mostram que as o desempenho das firmas analisadas é pró-cíclico conforme previsão do modelo de Green e Porter. Mesmo para os modelos estimados utilizando indicadores setoriais do nível de atividade a conclusão da variação pró-cíclica se mantém, indicando a presença de co-movimento entre os setores.

Quanto às demais variáveis (densidade sindical, índice de concentração e parcela de mercado) verificou-se na maior parte dos casos terem o sinal oposto do esperado ou serem não significativas, ou ambas as coisas. Mesmo com a introdução das interações entre as variáveis nos modelos este fato em geral se mantém.

Com base nestes resultados obtidos a partir do menor painel de firmas, não seria possível determinar uma única visão que se adaptasse a estes resultados, que confirmam as previsões de duas das correntes de pensamento, a clássica e a gerencial.

Para a base de dados que compreende o maior período, os resultados encontrados apontam para a importância da lucratividade defasada na determinação do desempenho das firmas, do mesmo modo que nos resultados encontrados com a base de dados anterior. As interações entre as variáveis se mostraram estatisticamente significativas nos modelos estimados. O efeito direto das variáveis representativas da parcela de mercado e do grau de concentração, por sua vez, permanecem sendo opostos ao previsto (índice de concentração) ou não significativo (parcela de mercado).

Quanto à variação dos lucros ao longo dos ciclos econômicos não foi possível chegar a um resultado conclusivo. Segundo os resultados obtidos não há relação significativa entre estas duas variáveis (lucros e ciclos). Isto, em parte, pode ser explicado pela diferente metodologia utilizada para a verificação desta relação, utilizando *dummies* anuais ao invés da taxa de desemprego. Porém, com a taxa de desemprego como indicador dos ciclos, não foi possível obter um modelo em que os instrumentos escolhidos fossem válidos.

No que concerne à visão mais adequada aos resultados obtidos, é possível relacionar o modelo estimado às previsões da visão gerencial, indicando que fatores específicos das firmas, no caso seu lucro defasado, seriam a única fonte de variação em seu desempenho.

Possíveis extensões deste trabalho incluem a tentativa de conseguir os dados de densidade sindical e intensidade de importação para o período de 1986 a 1991, e, com isso, estimar o modelo mais geral, com todas as variáveis, para o painel de dados com mais firmas e um período de tempo maior. Além disso podem ser utilizadas técnicas econométricas mais adequadas à verificação de ciclos econômicos, alterações de curto prazo.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, D.(1986) Extremal Equilibria of Oligopolistic Supergames, *Journal of Economic Theory*, v. 39, p. 191-225.
- ANDERSON, T.W. e HSIAO, C. (1982) Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data, *Journal of Econometrics*, v. 18, p. 47-82.
- ARELLANO, M. (1989) A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data, *Economics Letters*, v. 31, p. 337-341.
- ARELLANO, M. e BOND S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and na Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 277-297.
- DOORNICK, J.A., ARELLANO, M. e BOND S. (1999) *Panel Data Estimation using DPD for Ox*. London: Nuffield College, <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doornick>.
- BAIN, J. (1951) Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-40, *Quarterly Journal of Economics*, v. 65, n. 3, p. 293-324.
- \_\_\_\_\_ (1956) *Barriers to New Competition*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- BALTAGI, B.H. (1995) *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Son Ltda., cap.8.
- BRESNAHAN, T. F. e SCHMALANSEE, R.C. (1987) The Empirical Renaissance in Industrial Economics: An Overview, *Journal of Industrial Economics*, v. 35, n. 4, p. 371-378.
- CLARKE, R. e DAVIES, S. (1982) Market Structure and Price-Cost Margins, *Economica*, v. 49, p. 227-287.
- COLLINS, N.R. e PRESTON, L.E. (1969) Price-cost margins and Industry Structure, *Review of Economics and Statistics*, v. 51, p. 226-242.
- COMANOR, W.S. e WILSON, T.A. (1967) Advertising, Market Structure and Performance, *Review of Economics and Statistics*, v. 49, n. 4, p. 423-440.
- CONYON, M. e MACHIN, S. (1991) The Determination of Profit Margins in UK Manufacturing, *Journal of Industrial Economics*, v. 39, p. 369-382.
- COWLING, K. e WATERSON, M. (1976) Price-cost Margins and Market Structure, *Economica*, v. 43, p. 267-274.
- DASKIN, A.J.(1991) Deadweight Loss in Oligopoly: A New Approach, *Southern Economic Journal*, v. 58, n. 1, p. 171-185.
- DIXIT, A. e STERN, N. (1982) Oligopoly and Welfare, *European Economic Review*, v. 19, p. 123-143.

DOMOWITZ, I., HUBBARD, R. e PETERSEN, B. C. (1987) Oligopoly Supergames: Some Empirical Evidence on Prices and Margins, *Journal of Industrial Economics*, v. 35, p. 379-398.

\_\_\_\_\_ (1988) Market Structure and Cyclical Fluctuations in US Manufacturing, *Review of Economics and Statistics*, v. 67, p. 55-66.

ENGLE, R.F. e ISSLER, J.V. (1995) Estimating Common Sectoral Cycles, *Journal of Monetary Economics*, v. 35, n. 1, p. 83-113.

FRIEDMAN, J. W. (1971) A Non-cooperative Equilibrium for Supergames, *Review of Economic Studies*, v. 28, p. 1-12.

GREEN, E. J. e PORTER, R. H. (1984) Noncooperative Collusion Under Imperfect Price Information, *Econometrica*, v. 52, p. 87-100.

GREENE, W. H. (1997), *Econometric Analysis*. Estados Unidos: Prentice Hall Inc., 3ª Edição, cap. 14.

HALL, A. (1993) Some Aspects of Generalized Method of Moments Estimation, In Maddala, G.S., Rao, C.R. e Vinod, H.D. (eds.) *Handbook of Statistics*, North-Holland: Amsterdã, vol. 11.

HANSEN, L.P. (1982) Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, v. 50, p. 1029-1054.

HASKEL, J. e MARTIN, C. (1992) Margins, Concentration, Unions and the Business Cycle, *International Journal of Industrial Organization*, v. 10, p. 611-632.

\_\_\_\_\_ (1994) Capacity and Competition: Empirical Evidence on UK Panel Data, *Journal of Industrial Economics*, v. 42, p. 23-44.

\_\_\_\_\_, SMALL, I. (1995) Price, Marginal Cost and The Business Cycle. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 57, p. 25-39.

HAY, D.A. e MORRIS, D.J. (1991) *Industrial Economics and Organization : Theory and Evidence*. Oxford University Press, cap. 8.

KESSIDES, I.N. (1990) Internal versus External Market Conditions and Firm Profitability: Na Exploratory Model, *Economic Journal*, v. 100, p. 773-792.

KIVIET, J. F. (1995) On Bias, Inconsistency and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 53-78.

MACEDO, P.B. e PORTUGAL, S.S. (1995) Estrutura de Mercado e Desempenho na Indústria Brasileira, *Revista Brasileira de Economia*, v. 49, n. 4, p. 685-95.

MACHIN, S. (1990) Unions and the Capture of Economic Rents: An Investigation using British Firm Level Data, *International Journal of Industrial Organization*, v. 9, p. 267-274.

MACHIN, S. e VAN REENEN, J. (1993) Profit Margin and the Business Cycle: Evidence from UK Manufacturing Firms, *Journal of Industrial Economics*, v. 41, p. 29-50.

MARTIN, S. (1993) *Advanced Industrial Economics*. Oxford: Blackwell, cap. 16.

MOREIRA, M. M. (2000) A Indústria Brasileira nos Anos 90. O que já se pode dizer?, *Seminários Acadêmicos*. São Paulo : USP, n.º 10.

MUELLER, D. (ed.) (1990) *The Dynamics of Company Profits: na International Comparison*, Cambridge University Press.

NISHIMURA, K. G., OHKUSA, Y. e ARIGA, K. (1999) Estimating the Mark-up over Marginal Cost: A Panel Analysis of Japanese Firms 1971-1994, *International Journal of Industrial Organization*, v. 17, p. 1077-1111.

ODAGIRI, H. e YAMASHITA, T. (1987) Price Mark-ups, Market Structure and Business Fluctuations in Japanese Manufacturing Industries, *Journal of Industrial Economics*, v. 35, p. 317-331.

OGAKI, M. (1993) Generalized Method of Moments: Econometric Applications, In Maddala, G.S., Rao, C.R. e Vinod, H.D. (eds.) *Handbook of Statistics*, North-Holland: Amsterdã, vol. 11.

RAVENSCLAF, D.J. (1983) Structure-Profit Relationships at the Line of Business and Industry Level, *Review of Economics and Statistics*, v. 65, n. 1, p. 22-32.

RESENDE, M. (1994) Medidas de Concentração Industrial: Uma Resenha, *Análise Econômica*, março e setembro, p. 24-33.

RESENDE, M. (2000) Profits Persistence in Brazil: A Panel Data Study, *Texto para Discussão IE/UFRJ*. Rio de Janeiro: UFRJ, n.º 446.

ROTEMBERG, J. J. e SALONER, G. (1986) A Supergame-theoretic Model of Price Wars During Booms, *American Economic Review*, v. 70, p. 390-407.

SARGAN, J.D. (1958) The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables, *Econometrica*, v. 26, p. 393-415.

SARGAN, J.D. (1980) Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation, *Econometrica*, v. 48, n. 4, p. 879-897.

SCHMALANSEE, R. (1985) Do Markets Differ Much?, *American Economic Review*, v. 75, p. 341-351.

SCHMALANSEE, R. (1989) Inter-industry Studies of Structure and Performance, In Schmalansee, R. e Willig, R. (eds.) *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland: Amsterdã.

SMALL, I. (1997) The Cyclicity of Mark-ups and Profit Margins: Some Evidence for Manufacturing and Services, *Working Paper*, Inglaterra: Bank of England.

SHEPHERD, W.G. (1972) The Elements of Market Structure, *Review of Economics and Statistics*, v. 54, n. 1, p. 25-37.

SILVA JÚNIOR, G.G. e MACEDO, P.B. (2000) Estrutura de Mercado e Desempenho: Evidência Empírica de Dados em Painel de Setores Industriais Brasileiros no Período 1986-1995, *Encontro Nacional de Economia*, Campinas.

STIGLER, G. J. (1964) A Theory of Oligopoly, *Journal of Political Economy*, v. 72, p. 44-61.

URGA, G. (1992) The Econometrics of Panel Data: A Selective Introduction, Working Paper, *Applied Economics Discussion Paper Series*, n. 151.

## ANEXO I

Base de Dados de 1992 a 1998

SETOR	ANO						
	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
CELULOSE, PAPEL E PAPELÃO	23	24	29	32	32	23	20
MADEIRA	8	8	14	14	13	11	7
VEÍCULOS AUTOMOTIVOS, PEÇAS E ACESSÓRIOS	23	24	27	28	27	19	13
SIDERURGIA	28	28	31	33	32	30	26
PRODUTOS FARMACÊUTICOS E VETERINÁRIOS	16	16	17	17	16	15	11
AÇÚCAR E ÁLCOOL	32	34	41	43	38	28	23
PRODUTOS DE MATÉRIA PLÁSTICA	24	24	27	27	26	15	9
ROUPAS E AGASALHOS	7	7	7	7	7	5	4
<b>TOTAL</b>	161	165	193	201	191	146	113

### Base de Dados de 1986 a 1998

SETOR	ANO												
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
CELULOSE, PAPEL E PAPELÃO	31	31	31	34	36	37	37	31	27	25	25	16	13
CONSTRUÇÃO CIVIL	91	96	99	108	111	114	116	95	85	80	74	64	48
EDITORIAL E GRÁFICA	18	20	21	30	35	36	37	33	33	32	31	22	14
EXTRAÇÃO DE MINÉRIOS DE FERRO	7	7	8	8	8	8	9	9	9	9	8	7	7
MADEIRA	15	16	16	17	17	18	18	10	8	6	4	4	3
MATERIAL ELETRÔNICO BÁSICO	8	9	9	12	13	15	15	12	12	11	11	7	5
VEÍCULOS AUTOMOTIVOS, PEÇAS E ACESSÓRIOS	21	21	22	24	25	27	27	24	23	22	22	15	11
ESTAMPARIA, FUNILARIA E LATOARIA	4	4	4	6	7	7	7	7	7	7	7	6	3
SIDERURGIA	31	33	33	34	36	36	38	34	32	30	29	27	24
MOBILIÁRIO	10	10	10	11	12	12	12	10	9	9	9	6	4
PRODUTOS FARMACÊUTICOS E VETERINÁRIOS	15	16	16	18	19	20	21	17	17	15	15	14	10
AÇÚCAR E ALCOOL	30	36	37	41	45	45	45	41	35	31	28	20	19
PRODUTOS DE MATÉRIA PLÁSTICA	20	20	21	26	28	29	29	22	21	21	20	12	7
ADUBOS, FERTILIZANTES E CORRETIVOS DE SOLO	13	13	14	16	17	19	19	16	14	14	13	10	7
TINTAS, VERNIZES E SOLVENTES	8	8	8	9	9	9	9	6	5	5	5	3	2
TÊXTIL	83	93	94	108	114	116	117	88	80	77	70	41	29
CLINQUER E CIMENTO	19	19	19	19	19	19	20	19	19	17	13	12	10
MATERIAL CERÂMICO	8	8	9	10	10	10	10	8	8	6	5	3	2
ROUPAS E AGASALHOS	10	11	11	11	12	12	12	9	7	7	7	5	4
<b>TOTAL</b>	<b>442</b>	<b>471</b>	<b>482</b>	<b>542</b>	<b>573</b>	<b>589</b>	<b>598</b>	<b>491</b>	<b>451</b>	<b>424</b>	<b>396</b>	<b>294</b>	<b>222</b>