



3º LUGAR – DEFESA DA CONCORRÊNCIA

AUTORES:

**MARCELO RESENDE DE MENDONÇA E SILVA – REPRESENTANTE
RODRIGO MARIATH ZEIDAN**

RIO DE JANEIRO - RJ

**AVALIAÇÃO QUANTITATIVA DO PODER DE MERCADO:
UMA APLICAÇÃO AO OLIGOPÓLIO DO CIMENTO**

Avaliação Quantitativa do Poder de Mercado: uma Aplicação ao Oligopólio do Cimento

Resumo

O trabalho mostra como a abordagem da Nova Organização Industrial Empírica (New Empirical Industrial Organization-NEIO) pode ser útil para capturar a dinâmica de um mercado, revelando importantes informações para decisões de políticas de defesa da concorrência. Para tanto, considerou-se uma formulação dinâmica de um modelo NEIO aplicado ao setor de cimento da região Sudeste brasileira. Os resultados mostraram-se satisfatórios, com todos os sinais dos coeficientes estando de acordo com a teoria econômica. Como esperado, foi encontrado poder de mercado não desprezível nesse mercado. Os resultados para os parâmetros que indicam a conduta média do mercado apontam para um maior poder de mercado de curto prazo em relação ao longo prazo. Esse resultado é compatível com o esperado na literatura econômica, dado que as empresas normalmente apresentam maior poder de mercado no curto prazo, com maior concorrência no longo prazo. A análise desenvolvida avançou em relação à literatura ao considerar a questão da estabilidade estrutural dos parâmetros. Assim, pode-se perceber que a análise da diferença quantitativa entre o comportamento de curto e de longo prazo permite mapear a dinâmica da indústria e sua conduta muito além de uma simples análise baseada no cálculo de índices de concentração.

Avaliação Quantitativa do Poder de Mercado: uma Aplicação ao Oligopólio do Cimento

1. Introdução

A economia brasileira passou por importantes mudanças no que tange à configuração do ambiente microeconômico para a concorrência. Com efeito, o desenho e a gradual consolidação de um sistema institucional para o desenvolvimento de políticas para a defesa da concorrência estabelecem marcos institucionais cujo aprimoramento deve refletir desenvolvimentos na literatura acerca de mercados sujeitos à competição imperfeita.¹ Nesse tocante, trabalhos recentes na literatura empírica de Organização Industrial-OI têm evidenciado uma crescente ênfase em modelos quantitativos com fundamentos teóricos mais sólidos [ver por exemplo Bresnahan (1989) e Nevo (2000)]. Em particular, tais abordagens avançam inferências indiretas da conduta sem necessidade de observabilidade dos custos marginais e levaram à emergência da chamada Nova Organização Industrial Empírica (New Empirical Industrial Organization-NEIO).

No caso brasileiro, contudo, ainda são relativamente escassos estudos de caráter mais quantitativos em OI, conforme evidenciado por Fiuza (2001). No contexto da prática da política antitruste, situação semelhante parece prevalecer, conforme indicado pela coletânea organizada por Mattos (2003). Em ambos os casos o número de estudos quantitativos ainda é relativamente pequeno. Todavia, parece estar emergindo um consenso crescente nessa área acerca da necessidade de estudos de cunho mais quantitativo para orientar decisões referentes a atos de

¹ Ver Salgado (1997) para uma discussão de cunho institucional.

concentração ou de práticas anti-competitivas [ver por exemplo o volume organizado por Fiuza & Motta (2006)]. Assim sendo, justifica-se o interesse em estudos para a quantificação do poder de mercado em setores selecionados que se fundamentem em análise econométrica. Tais esforços, via de regra, têm sido limitados face aos requisitos fortes em termos de necessidades de dados.

No presente trabalho implementamos a abordagem da Nova Organização Empírica Industrial (New Empirical Industrial Organization – NEIO) no contexto de um oligopólio homogêneo típico, qual seja aquele do cimento Portland na região sudeste do Brasil. Para tanto, considera-se argumentos de identificação do parâmetro de conduta baseados em Bresnahan (1982) e Lau (1982). Outrossim, incorpora-se uma abordagem econométrica dinâmica na linha de Steen & Salvanes (1999). Esse último aspecto reveste-se de importância na medida em que comportamentos de curto e longo prazo podem revelar discrepâncias importantes. Assim, os resultados podem trazer informações relevantes sobre a dinâmica do mercado, reforçando quantitativamente análises que dêem suporte a decisões em termos de políticas concorrenciais..

O trabalho está organizado da seguinte forma: a segunda seção apresenta a racionalidade da Nova Organização Industrial Empírica e o modelo a ser desenvolvido; a terceira seção apresenta os dados, os testes auxiliares e os resultados das regressões, além das principais críticas que essa classe de modelos enfrenta; a quarta seção traz a análise dos resultados, com a relevância dos mesmos para análise da dinâmica concorrencial da região. Na última seção são feitas as considerações finais.

2. A Nova Organização Industrial Empírica: Aspectos Conceituais

2.1 Introdução.

A abordagem tradicional para analisar poder de mercado é conhecida como paradigma estrutura-conduta-desempenho (ECD). Desde o trabalho pioneiro de Bain (1951), o foco analítico dessa abordagem envolve algumas características: (i) a relação preço-custos (desempenho) podia ser observada diretamente de dados contábeis; (ii) um conjunto de variáveis capturam as diferenças estruturais das indústrias; e (iii) o trabalho empírico tem como objetivo estimar a relação entre estrutura e desempenho [Bresnahan (1989) e Fiúza (2001)]. Ou seja, essa abordagem implica uma relação estável e causal entre a estrutura da indústria, a conduta das empresas e o desempenho de mercado. A típica análise ECD consiste em especificar uma medida de desempenho de mercado e um conjunto de variáveis estruturais que supostamente explicam as diferenças de desempenho inter-indústrias.

A mensuração do poder de mercado nos modelos ECD, então, seria normalmente feita comparando-se o preço com o custo marginal das firmas que operam em um determinado mercado. Dado que o preço é claramente observável, poder-se-ia mensurar o grau de poder de mercado das firmas se o custo marginal das mesmas pudesse ser calculado. Dentro dessa abordagem, então, desenvolveram-se diversos tipos de modelos empíricos, utilizando-se dados de painéis, analisando mudanças conjecturais, estudos de eventos que afetam o preço das ações, mudanças na produtividade da indústria para medir performance etc. (Martin, 2001). Dessa forma, análises ECD assumem que medidas de poder de mercado podem ser calculadas utilizando-se dados contábeis disponíveis, o que

permitiria, por exemplo, construir aproximações do índice de Lerner e lucros econômicos.

A análise empírica da abordagem ECD é criticada por uma série de razões: é assumido que a estrutura da indústria determina causalmente seu desempenho, quando o desempenho pode influenciar a estrutura da indústria; medidas de concentração pouco refletem o nível de poder de mercado de uma indústria, já que não levam em conta as elasticidades, incentivos aos produtores e entrada potencial de competidores (Borenstein, *et alli*, 1999); informações corretas sobre custos marginais podem não existir, existe uma limitação dos dados disponíveis, além da dificuldade de usar dados de *cross-section* para identificar parâmetros estruturais (Fiuza, 2001).

Especificamente, diversos autores (por exemplo, Bresnahan, 1982, Lau, 1982 etc) observaram que custos marginais, fundamentais para análise de poder de mercado da forma tradicional, podem não ser observáveis dadas as características da indústria. Isso significaria que, seja pela endogeneidade das variáveis estruturais ou pela pouca confiabilidade de dados contábeis, as formas tradicionais de calcular poder de mercado, baseados no paradigma ECD, implicariam em resultados errôneos para medir o desempenho das indústrias.

A abordagem da nova organização industrial empírica (*New Empirical Industrial Organization*, NEIO) segue algumas hipóteses do paradigma ECD, mas não a formulação empírica baseada em custos marginais, muitas vezes com ênfase em modelos de Teoria dos Jogos que enfatizam a conduta. O grau de poder de mercado é identificado e estimado através da análise da conduta das empresas, ou seja, pelo comportamento implícito das empresas observado nos dados de preço e

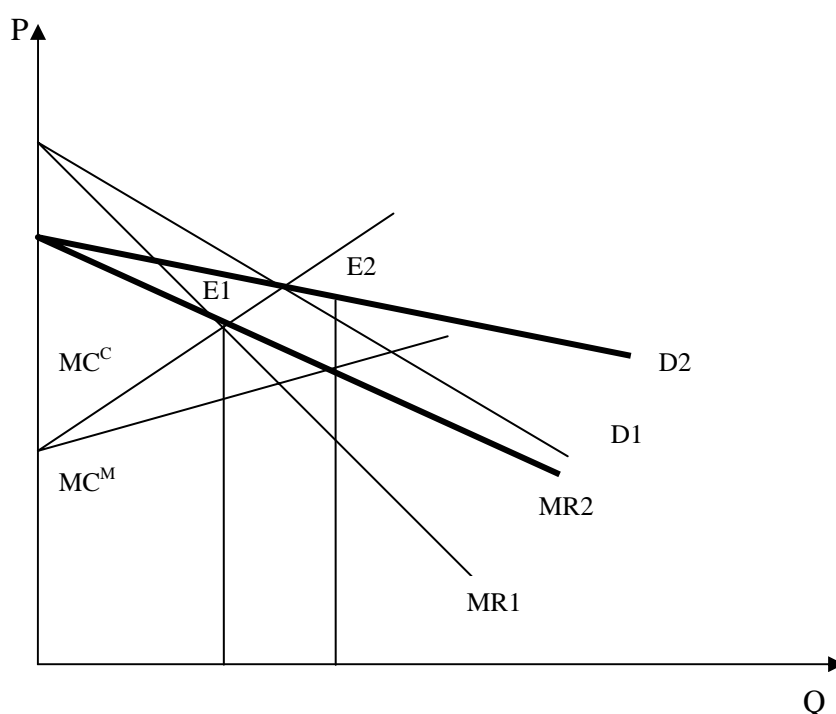
quantidade de equilíbrio de mercado, existindo diferentes modelos NEIO para mercados de produtos homogêneos e diferenciados (Chaturvedi e Bandyopadhyay, 2001). O desenvolvimento da NEIO, então, tenta aferir o grau de poder de mercado através da identificação de um parâmetro de conduta, com modelos que assumem custos marginais não observáveis.

Baker e Bresnahan (1992) citam 3 formas de detectar poder de mercado econometricamente: a) resposta dos preços a variações na elasticidade-preço da demanda, b) resposta dos preços a variações no custo marginal, c) detecção de múltiplos regimes de preços. O modelo canônico da NEIO segue o primeiro grupo e é o de Bresnahan (1982) e Lau (1982), que analisa a existência de poder de mercado através de variáveis que modificam (rotacionam) a função demanda de mercado. Nesse modelo, são construídas a curva de demanda e relações de oferta², que determinam um equilíbrio de mercado. A idéia central do modelo é que se a função demanda for rotacionada ao longo de seu eixo (i.e., for modificada a elasticidade-preço da demanda), pode-se verificar se há ou não presença de poder de mercado por parte das firmas, através da identificação do parâmetro de conduta e da forma que a receita marginal assume. No caso de mercados competitivos, cuja regra de maximização de lucro por parte das empresas é a de $P=C_{mg}$, o preço de equilíbrio permaneceria inalterado, enquanto que na presença de poder de mercado, mudanças na elasticidade-preço da demanda modificam a decisão ótima de preços da firma. Neste caso, o grau de poder de mercado poderia ser inferido pela diferença entre o novo preço de mercado e o preço do mercado competitivo, e pela

² Não são construídas curvas de oferta no sentido estrito da teoria econômica. Curvas de oferta somente são definidas em mercados competitivos, dado que elas assumem independência da decisão dos agentes econômicos (Martin, 2001).

proximidade deste novo preço em relação ao preço de monopólio. Assim, os modelos da NEIO tentam identificar o parâmetro de conduta indiretamente, através de uma demanda derivada. Esse parâmetro identificado seria um parâmetro de conduta médio, revelando o comportamento das empresas nesse mercado. Dado que o modelo é construído com dados para o mercado como um todo, não há verificação do poder de mercado individual. Dada a Figura 1, o raciocínio segue:

Figura 1 – Modificações no Equilíbrio de Mercado



Fonte: Bresnahan (1982)

Tome-se funções lineares iniciais de demanda (D1) e receita marginal (MR1). O custo marginal também é uma função linear, mas dividida em custo marginal em concorrência perfeita (MCC) e cartel perfeito ou monopólio (MCM). Assim, E1 é o equilíbrio de quantidade seja para concorrência perfeita ou monopólio. Girando-se a curva de demanda (D1) ao longo do ponto E1 tem-se E2, o que modifica a curva de receita marginal de MR1 para MR2. E1 continua sendo o equilíbrio para

concorrência perfeita, mas o equilíbrio para o caso de monopólio ou cartel perfeito encontra-se agora em E2. Se a curva de demanda somente se desloca, um novo ponto de equilíbrio seria encontrado, mas seria igual para ambos os casos.

Formalmente, a rotação da curva de demanda é feita pela introdução da variável exógena Z na equação da demanda. Essa variável é exógena, podendo ser caracterizada como renda ou alguma outra variável de demanda. Uma mudança na renda ou em outra variável de demanda representada por Z desloca a curva de demanda, podendo ser caracterizada como choque de demanda. Assim, Bresnahan (1982) reescreve a demanda linear:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Z + \varepsilon \quad (1)$$

para:

$$Q_i = \alpha_0 + \alpha_P P_i + \alpha_Y Y_i + \alpha_Z Z_i + \alpha_{PZ} PZ_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

A característica principal é que Z interage com P, de forma que mudanças em PZ e Z combinam elementos tanto de rotação como de deslocamento da curva de demanda (Bresnahan, 1982) – enquanto Y cumpre o papel de um deslocador de demanda. Para os modelos estáticos baseados no de Bresnahan (1982) e Lau (1982), a característica mais relevante é a utilização de Z para construir PZ, pois assim é garantida a construção da rotação da curva de demanda que permite determinar o parâmetro de conduta médio. PZ, então, torna-se uma variável que muda as características da demanda, por interagir com o preço. O erro padrão de (1) e (2) são as variáveis não observadas de demanda e da relação de oferta, assumidas aleatórias.

Em muitos casos, preço e quantidade de cada firma não são observadas, estimando-se uma forma reduzida da receita marginal da empresa, que implica em uma relação de oferta de mercado. A relação de oferta no modelo canônico de Bresnahan (1982) toma a forma:

$$P = c(Q, W, \beta) - \theta \cdot h(Q, Z, \alpha) + \eta \quad (3),$$

onde: Q é quantidade, P preço, Z é uma variável exógena (normalmente a renda) no lado da demanda, W representa variáveis exógenas no lado da oferta, $P + h(\cdot)$ é a receita marginal e $P + \theta h(\cdot)$ é a receita marginal como percebida pela firma. As variáveis da demanda encontram-se em $h(\cdot)$ porque afetam a receita marginal como percebida pelas empresas. Mais ainda, $P + \theta h(\cdot)$ é a forma geral de se escrever receita marginal, enquanto em modelos de variação conjetural $P + \theta h(\cdot) \approx P + \theta dp/dq \cdot Q$. Nos modelos de variação conjetural $P + \theta dp/dq \cdot Q$ representa o equilíbrio das empresas pois mostra como a receita marginal das empresas varia com mudanças na quantidade produzida. Nos modelos da NEIO, $P + \theta h(\cdot)$ representam o parâmetro de conduta médio, pois a análise não se dá ao nível da empresa, e dessa forma $P + \theta h(\cdot)$ representa o ganho marginal das empresas com variação na quantidade produzida pelo mercado.

Dessa forma, (3) é uma equação que relaciona custo marginal com receita marginal percebida, não preço. Os parâmetros da demanda estão do lado $h(\cdot)$ porque afetam a receita marginal. θ é o novo parâmetro e mede o poder de mercado das firmas, ou parâmetro de conduta médio. Se $\theta = 0$ têm-se concorrência perfeita, pois $P = C_{mg}$. Se $\theta = 1$, a situação é de cartel perfeito, com o preço sendo aquele igual ao de um monopólio. Se $\theta = 1/n$, têm-se o equilíbrio simétrico de Cournot, no

qual as empresas se comportam como se estivessem maximizando o lucro em um jogo de Cournot de um estágio, com todas as empresas do mesmo tamanho.

Sendo a demanda (como em 1) e o custo marginal lineares, tem-se:

$$P = \theta(-Q / \alpha_1) + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta \quad (4),$$

Como (1) foi transformada em (2), a relação de oferta também é modificada, pois como Bresnahan (1982) argumenta graficamente, θ em (4) não é observável diretamente, pois não se sabe se ao estimar a equação 4 se está estimando $P = C_{mg}$ ou $MC = R_{mg}$, como visto na figura 1. O deslocamento da curva de demanda vai levar a um novo equilíbrio, mas o novo equilíbrio não dará informações sobre o poder de mercado das empresas. Para isso, deve-se rotacionar a curva de demanda, pois uma elasticidade-preço diferente gera um novo equilíbrio somente se as empresas tem poder de alterar o preço. Assim, ao se introduzir Z pode-se diferenciar o equilíbrio, e (4) passa a:

$$P = \frac{-\theta}{\alpha_1 + \alpha_3 Z} \cdot Q + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta \quad (5),$$

e θ é identificado, com $\theta = 0$ transformando (5) em $P = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta$, ou seja, $P = C_{mg}$. A formulação estática de Bresnahan (1982), então, insere o termo PZ para que a curva de demanda possa ser rotacionada, modificando-se sua elasticidade e identificando-se θ .

A determinação econométrica do raciocínio econômico expresso na figura 2 depende da utilização de modelos de equações simultâneas. A equação de demanda e a relação de oferta determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio, daí a necessidade de um modelo que leve em conta tal simultaneidade

na estimação das curvas e a utilização de mínimos quadrados em dois estágios com o problema da inconsistência dos parâmetros resolvido utilizando-se variáveis instrumentais³, dado que a presença de uma variável explicativa endógena gera viés e inconsistência do estimador de mínimos quadrados ordinários.

2.2 A formulação dinâmica de um modelo da NEIO.

Parte das críticas às formulações NEIO que seguem Bresnahan (1982) e Lau (1982) deve-se ao caráter estático dos modelos derivados dessa abordagem. De fato, dado que parte da interação estratégica das empresas pode revelar estratégias de longo prazo, modelos estáticos não se apresentam capazes de reter informações sobre um parâmetro de conduta que apresentaria características de curto prazo diversas daquelas de longo prazo.

Com a idéia de analisar formulações dinâmicas e adaptar a literatura NEIO a uma abordagem baseada em interação estratégica dinâmica, Karp e Perloff (1989), Deodhar e Sheldon (1996), Aiginger *et alli* (1995), Steen e Salvanes (1999) e Nakane (2002) formularam modelos dinâmicos NEIO para estimar parâmetros de conduta de longo prazo.

A racionalidade é a de que a interação estratégica entre as empresas levaria a um equilíbrio de longo prazo, implicando um parâmetro de conduta estável de longo prazo. No curto prazo, contudo, poderia haver um parâmetro diferente, a ser ajustado pela conduta das empresas do setor. Os trabalhos de Steen e Salvanes

³ A técnica consiste em estimar primeiramente a curva de demanda, utilizando-se as variáveis pré-determinadas de oferta para identificar a demanda, com P como instrumento de P , para resolver o problema de endogeneidade de P . A idéia é que com isso se possa identificar a curva de demanda, separando os pontos P e Q do equilíbrio de mercado para identificar primeiro a curva de demanda e depois a relação de oferta.

(1999) e Nakane (2002) seguem essa mesma racionalidade, assim como o presente trabalho.

2.2.1 A racionalidade da formulação dinâmica – o mecanismo de correção de erros (ECM) e Co-integração

Se existe um relacionamento de equilíbrio entre duas séries de tempo, x e y , do tipo $y = \alpha x$, a diferença entre as séries $\{y_t - \alpha x_t\}$ contém informação sobre a forma que se dá o processo de retorno ao equilíbrio, já que o sistema vai se mover em direção ao equilíbrio, se nele não estiver (Banerjee et alli, 1993). Em particular, $\{y_{t-1} - \alpha x_{t-1}\}$ representa o desequilíbrio prévio e é uma variável explicativa útil para prever o próximo movimento de y_t . Esse termo então é chamado de mecanismo de correção de erros (error-correction mechanism ou ECM) e pode ser incluído em regressões dinâmicas. O parâmetro α verdadeiro da série de longo prazo $\{y_{t-1} - \alpha x_{t-1}\}$ não é conhecido, mas isso não impede o ECM de ser útil, já que esse parâmetro desconhecido pode ou ser estimado previamente ou estimado no processo de modelagem da variável de interesse. Mais ainda, o mecanismo geral de correção de erros pode ser mostrado ser equivalente a várias outras transformações de um modelo linear qualquer que incorpora valores passados tanto da variável de interesse quanto das variáveis explicativas (Banerjee et alli, 1993).

Contudo, para garantir um modelo ECM deve-se determinar a própria existência de um relacionamento entre as séries de tempo. O conceito de co-integração é relevante dentro da análise econométrica porque permite descrever a existência de um relacionamento estacionário (equilíbrio) entre duas ou mais séries de tempo. “Isso significa que enquanto as séries podem apresentar médias,

variâncias e covariâncias diversas e que variam com o tempo, alguma combinação linear dessas séries, que define o relacionamento de equilíbrio, tem propriedades independentes do tempo”.⁴

A relação entre o ECM e co-integração é dado pelo teorema de representação de Granger. Esse teorema mostra que um sistema co-integrado de variáveis pode ser representado de três diferentes formas: um vetor autoregressivo (VAR), ECM e uma forma de médias móveis. Essas representações são todas isomórficas e o teorema pode ser demonstrado de três formas equivalentes (Banerjee *et alli*, 1993). Deve-se notar ainda que o modelo de correção de erros é uma transformação linear de um *autoregressive-distributed model* (ADL). A diferença é que em uma forma ECM, o modelo apresenta parâmetros descrevendo o comportamento do ajuste de um desvio de curto-prazo que são imediatamente providos pela regressão (Banerjee *et alli*, 1993). Existem diferentes transformações do modelo geral de correção de erros, entre elas as de Bewley (1979), Bärnsden (1989) e Phillips e Loretan (1991).

2.2.2 A formulação dinâmico dos modelos NEIO na literatura.

Steen e Salvanes (1999) desenvolvem seu argumento dinâmico tomando como base o modelo de Bresnahan (1982). A inovação do modelo está em inserir o mecanismo de correção de erros (ECM). Como já observado, o que modelos com ECM trazem de novo para a literatura é a formulação dinâmica, que trabalha com dados não estacionários e permitem desvios de curto-prazo de um equilíbrio mais geral de longo prazo (Steen e Salvanes, 1999). Normalmente funções lineares ou logarítmicas são as formas funcionais escolhidas, por serem mais simples. Dada a

⁴ Banerjee, A., Dolado, J. Galbraith, J.W. Hendry, D.F. (1993), *op. cit.*, p. 136. tradução livre

forma funcional, o modelo geral é estimado. São, então, feitos testes para verificar se os coeficientes são significativos e se os erros são aleatórios. O modelo final deve satisfazer a teoria econômica, as condições estatísticas e ser tão simples quanto possível.

No modelo de Steen e Salvanes (1999), a equação que descreve a demanda dinamicamente é:

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} + \gamma^* [Q_{t-k} - \theta_p P_{t-k} - \theta_z Z_{t-k} - \theta_{zp} PZ_{t-k}] + \varepsilon_t, \quad (6)$$

onde: $\theta_j = \frac{\alpha_j}{\gamma^*}$, $e j = P, Y, Z, PZ$

Q é a quantidade, P é preço, Z é o vetor das variáveis exógenas que afetam a elasticidade-preço da demanda, no caso, consumo privado e o preço do salmão norte-americano. θ_p mede o efeito de longo prazo, estacionário, de P_t em Q_t . γ^* é um parâmetro de ajuste do equilíbrio de longo prazo, ou seja, mede o quanto o ponto de equilíbrio de curto prazo está afastado do equilíbrio de longo prazo. A transformação do ECM utilizado por Steen e Salvanes (1999) é a de Bärdsden (1989). Como mostrado abaixo, (7) é linear porque os autores utilizam uma transformação baseada no teorema de representação de Granger para tornar o modelo estimável com demanda e relação de oferta lineares. Assim, $\gamma^* [Q_{t-k} - \theta_p P_{t-k} - \theta_z Z_{t-k} - \theta_{zp} PZ_{t-k}]$ é o mecanismo de correção de erros transformado de um VAR seguindo Bärdsden (1989). Analogamente, $[P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \xi_W W_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^*]$ é a transformação linear para a relação de oferta. O benefício da transformação de Bärdsden (1989) está no

fato de que o mecanismo de correção de erros é linear, o que possibilita uma regressão direta das equações do sistema. Assim, é utilizado o resíduo do VAR acima para a estimação de mínimos quadrados em dois estágios. A curva de oferta⁵ então é:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{p,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{w,i} \Delta W_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q_{t-i}^* + \psi^* [P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \xi_W W_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^*] + \eta_t, \quad (7)$$

onde: $Q_i^* = \frac{Q_t}{(\theta_p + \theta_{pz} Z_t)}$, e:

$$\Lambda = \frac{\theta^*}{\psi^*}, \xi_Q = \frac{\beta_Q^*}{\psi^*}, \xi_W = \frac{\beta_W^*}{\psi^*}$$

No modelo, PZ cumpre a função de modificar a elasticidade-preço da demanda para investigar o grau de poder de mercado. Ainda, como afirmam Steen e Salvanes (1999): “A formulação de correção de erros implica tanto uma medida de curto prazo de θ : θ_0 quanto uma medida de longo prazo, Λ . A relação de oferta em (7) incorpora custos de ajuste e permite desvios de curto prazo da restrição de que custo marginal deve igualar a receita marginal percebida, fatores que são importantes em estudos de custos (Lucas, 1967; Friesen, 1992).” Assim, utiliza-se o resíduo obtido da estimação VAR - $\gamma^* [Q_{t-k} - \theta_p P_{t-k} - \theta_z Z_{t-k} - \theta_{pz} PZ_{t-k}]$ - como termo de correção de erros na equação de demanda, que é então estimada por 2 estágios.

⁵ Na verdade, esta não é uma curva de oferta no sentido tradicional da palavra, mas sim uma curva de receita marginal. A idéia, que surge em Brasnahan e Lau, é a de que se $P > R_{mg}$, há poder de mercado, mas isso só pode ser observado se houver uma mudança na elasticidade-preço da demanda.

3 – Aplicação Empírica: o Mercado de Cimento na Região Sudeste

3.1 Introdução.

A aplicação da abordagem da NEIO nesse trabalho será feita para o mercado regional de cimento, especificamente o mercado do Sudeste. A idéia desta aplicação é mostrar como a abordagem NEIO pode ser útil para capturar a dinâmica de um mercado, revelando importantes informações para decisões de políticas de defesa da concorrência. A escolha do mercado de cimento deve-se a alguns fatores: apresenta produto homogêneo, o que permite aplicar diretamente a abordagem sem reescrever o modelo para permitir diferenciação de produto; é caracterizado, normalmente, como um oligopólio, o que significa a predisposição de um resultado colusivo para o modelo; tem sido sujeito a diferentes estudos de poder de mercado, o que permite certo grau de comparação com indicadores encontrados na literatura. A escolha específica do mercado do Sudeste deve-se ao fato de que é um mercado no qual estão presentes as principais empresas do setor. Assim, mesmo que haja a expectativa de um resultado colusivo, essa expectativa é diminuída pelo fato de que a presença de um número significativo de empresas pode trazer um comportamento competitivo ao mercado. Ademais, esse mercado tem apresentado diversas representações nos órgãos de defesa da concorrência, o que mostra que é um mercado no qual as preocupações em termos de políticas de defesa da concorrência são perenes. Como exemplo, em 2003 a Secretaria de Acompanhamento Econômico do Ministério da Fazenda (SEAE) enviou representação à Secretaria de Direito Econômico do Ministério da Justiça (SDE) e ao Ministério Público Federal (MPF) contra os 10 maiores grupos produtores de cimento do Brasil (www.seae.fazenda.gov.br). Em 2006, a SEAE solicitou concessão de medida

cautelar para suspender a implementação de um acordo de fornecimento de cimento branco entre a Cimento Rio Branco S. A., empresa do grupo Votorantim, e a Camargo Corrêa. O Conselho Administrativo de Defesa Econômica tem feito julgamentos regulares que envolvem o mercado de cimento, como nos atos de concentração 08012.007704/1999-07, 080012.003325/2002-97, 08012.010885/2004-60, 08012.009497/2004-36, envolvendo operações como a aquisição da empresa Supermix pela empresa Cia. Cimento Portland Itaú, aquisição, pela Companhia de Cimentos do Brasil, de 100% das ações da empresa Cimento Brumado S.A e aquisição da empresa Sita Concrebrás S.A pela empresa Companhia de Cimentos do Brasil (www.cade.gov.br).

O fato de que o mercado de cimento apresenta importantes considerações em termos de políticas de defesa da concorrência fazem com que seja relevante em termos de análise de medidas de poder de mercado. Ademais, como o mercado do Sudeste é o maior do país, com cerca de 50% do mercado total brasileiro, a análise específica dessa região pode representar importantes avanços na compreensão da dinâmica desse mercado.

A indústria de cimento apresenta, como barreira à entrada relevante no molde da configuração de mercado canais de distribuição. Dado que cimento é um produto que apresenta uma relação peso/valor econômico grande, não é viável economicamente o transporte do produto por longas distâncias, já que isso implicaria crescente participação de custos de transporte no total de custos do produto. Como observou Haguenuer (1997, p.33), “a proximidade ao centro consumidor constitui importante fonte de poder de mercado, dada a relevância do custo de transporte no preço final de cimento. O mercado “natural”, estimado pelos especialistas do setor, é

o situado a uma distância máxima de 300km da fábrica – ou cerca de 500km em áreas de menor densidade populacional, como as regiões Norte e Nordeste.” Como outro exemplo, para os EUA, em 1977, 82.5% da distribuição de cimento concentrava-se num raio de 320km, enquanto 94.5% em menos de 500km (Rosembaum, 1986, apud Martin, 2001) – não há razão para que essa situação tenha mudado consideravelmente desde então.

A atividade é considerada uma atividade de capital intensivo devido ao grande investimento necessário para implantação de uma unidade. Estima-se que para plantas de grande porte os investimentos se situem na faixa de US\$ 150,00/tonelada/ano de clínquer/cimento, englobando equipamentos e construções e não sendo computados terrenos, jazidas de calcário e capital operacional. No total o investimento ascende a valores entre US\$ 180,00 a US\$ 200,00/t/ano de cimento. A tendência da indústria é de escalas de produção elevadas (de 1 a 1,5 milhões t/ano), de modo a diluir o custo fixo e assegurar mais rápido retorno do investimento (BNDES, 1995). Essas economias de escala, então, são muito relevantes e, aliadas ao custo associado à operação com elevados níveis de ociosidade, explica a existência de fluxos de cimento a distâncias maiores, inclusive exportações – muitas vezes a custos marginais (Haguenauer, 1997, p. 33). Contudo, o setor de cimento não apresenta grande dinamismo tecnológico, com a grande última mudança tendo ocorrido nos anos 70, quando foi difundido no mundo o processo de produção por via seca. (Teixeira *et alli*, 2003).

A produção de cimento no Sudeste portland apresenta alto grau de concentração, sendo dividida em oito grupos industriais, como mostra a tabela 1. Medido pelo CR4 o grau de concentração seria de 0,736, enquanto pelo Índice de

Herfindahl (HHI)⁶ de 0,17, ambos valores significativos em termos de concentração industrial. Contudo, dadas as características do setor cimento, principalmente o fato dos altos custos de distribuição, a análise da concentração regional é insuficiente para medir o poder de mercado local das empresas.

Tabela 1 - Produção por Grupo Industrial na Região Sudeste – 2001/04 – toneladas.

Grupos Industriais	Prod. em 2001	Prod. em 2002	Prod. em 2003	Prod. em 2004	% em 2004	n° de unidades
Votorantim	6.065.857	5.678.227	4.851.364	4.631.972	28.3%	7
Nassau	1.272.971	1.226.758	1.084.306	1.060.303	6.5%	1
Cimpor	669.626	657.341	671.003	616.119	3.8%	1
Holcim	3.514.554	3.316.283	2.991.827	2.901.027	17.7%	5
Cam. Córrea	2.732.073	2.593.918	2.323.602	2.269.719	13.9%	4
Lafarge	2.703.485	2.539.589	2.263.754	2.242.195	13.7%	6
Soecom	1.143.901	1.115.731	976.482	929.974	5.7%	1
CP-Cimento	2.012.737	1.942.230	1.771.585	1.728.305	10.6%	4
TOTAL	20.115.204	19.109.258	16,933,923	16,379,614	47.6%	29
Total Brasil	38.938.482	38.027.316	34.010.115	34.413.288		58

Fonte: SNIC, 2006.

A corrente de comércio, para o setor cimento, é normalmente considerada como desprovida de importância, já que pelas suas características de *non-tradable*, o produto apresenta baixa possibilidade de competição internacional, seja via importação ou exportação. De fato, os dados de exportação e importação para 2004 apresentam pequena participação no total consumido, menos de 1% tanto para importações quanto exportações. A demanda por cimento é pulverizada, não havendo indícios de poder de mercado do lado da demanda, já que uma média de 70% da produção é vendida para revendedores independentes.

Dentro da literatura, somente um estudo apresenta resultados econométricos para o setor de cimento no Brasil. Teixeira *et alli* (2003) estimam a elasticidade-

⁶ O índice de Herfindahl (IHH) é utilizado para medir o grau de concentração, variando de 0 a 1, com os extremos representando concorrência perfeita e monopólio, respectivamente. Sua fórmula é $\sum s_i^2$, em que s_i é a participação relativa do elemento “i” no valor total do conjunto considerado. Neste trabalho, o IHH é calculado com base na participação relativa de cada empresa na região.

preço da demanda agregada para o período 1986-2002. O modelo de demanda estimada foi linear, com a quantidade de demanda sendo dependente do preço de cimento, areia, brita, índice do valor do aluguel de máquinas e equipamentos, índice de salário da mão-de-obra ligada à construção civil e PIB. Além das variáveis explicativas supracitadas, foram adicionadas uma variável *dummy* para o período pós-Real e uma variável de tendência. Os dados foram deflacionados por três índices de preços diferentes: INCC, IGP-DI e IGP-OG. Os resultados, após testes que reduziram o modelo, foram de que a demanda por cimento no Brasil apresenta elasticidade variando entre 0,2855 e 0,3531. Contudo, nenhum estudo específico para a região Sudeste existe.

3.2 Os Dados.

Os dados para o desenvolvimento do modelo podem ser divididos em: custos (deslocadores de oferta), preço, índice de atividade da construção civil (deslocador de demanda) e consumo. Os dados de custo envolvem aqueles dados para a produção do cimento, que é produzido a partir da mistura de calcáreo, argila e areia, que são levados posteriormente ao forno até a temperatura de fusão incipiente. O produto resultante é o clínquer, o qual, moído e misturado à pequena percentagem de gesso, resulta, como produto final, no cimento comum. Assim, os dados de custos levantados incluem séries de preços dos insumos básicos. As séries de areia, calcáreo, e salário do setor foram pesquisados junto à SIDRA, sistema de informação do IBGE, o qual também fornece o índice de atividade do setor de construção civil, variável que afeta a demanda da indústria de cimento. Preço do cimento se refere ao cimento mais comum, CP-32, saco de 50kg. Salário é medido

por hora de trabalho. Preço da areia se refere ao metro cúbico de areia para cimento, enquanto o do calcáreo é por quilograma. A série de consumo (em toneladas) é proveniente do Sindicato Nacional da Indústria de Cimento (SNIC). Todas essas séries são mensais e regionais, compreendendo o período de janeiro de 1991 a dezembro de 2002, sendo, portanto, 144 observações. Para essas séries, os dados regionais foram calculados como médias simples dos dados estaduais. O índice de atividade de construção civil também é mensal mas foi utilizada uma *proxy* regional considerando-se que o índice somente existe para capitais. Todos os dados são dados de atacado, uma vez que são levantadas para a formatação do índice de construção civil do IBGE ou são coletados pelo SNIC.

Todas as séries foram deflacionadas, utilizando-se o IGP-M do IBGE. Esse índice foi escolhido por ser de ampla aceitação e por apresentar dados no período escolhido. Também reflete variação de preços no atacado em vez de varejo, encaixando-se melhor no caso do cimento, insumo da construção civil. Teixeira *et alli* (2003) testam seu modelo para elasticidade utilizando três deflatores diferentes. As diferenças entre seus resultados são pouco expressivas. Dessa forma, optou-se por utilizar o índice de inflação mais aceito para o mercado, sem testar-se a sensibilidade do modelo a diferentes índices. As características estatísticas de cada variável são apresentados na tabela 2.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas das Variáveis para o Mercado de Cimento do Sudeste.

Estatística	P	Q	W₁	W₂	W₃	Y	PZ	Z
Média	18.117	1,510,668	5.242	31.808	0.221	3,557,808	1,751	99.432
Mínimo	14.382	923,010	4.109	27.527	0.185	3,378,829	1,342	72.723
Máximo	23.891	2,038,296	6.739	40.105	0.277	4,376,456	2,168	116.345
Desv-Pad	1.430	309,137	0.409	2.199	0.015	198,654	176	11.618
Variância	2.045	95,565*10 ⁶	0.168	4.835	0.000	39,463*10 ⁶	30,977	154.121

3.3. Testes de Raiz Unitária e Cointegração para a Formulação Dinâmica.

O teste de estacionariedade é o Dickey-Fuller aumentado. São utilizados duas versões do teste, para testar contra estacionariedade e estacionariedade com tendência linear, daí serem utilizados as versões ADF 2 e ADF3. A hipótese nula $H(0)$: $z(t)$ é um processo de raiz unitária (sem e com tendência) $I(1)$: $a = 0$. A hipótese alternativa ($H1$): $z(t)$ é estacionário (sem e com tendência): $a < 0$. A estatística de teste é o valor-t de a . O tamanho da defasagem padrão é $p = [cn^r]$, onde: $n=144$, $c = 5$ e $r = .25$. O teste é bicaudal a 95% de confiança.⁷ Utilizando os mesmos testes ADF para determinar raiz unitária, pode-se extrair a defasagem de cada variável para se determinar o modelo dinâmico, através de Akaike (1989). Os resultados dos testes encontram-se na tabela 3.

Tabela 3 – Defasagens para cada variável.

Variável	Def.	Est.
W_1	6	-1.74
W_2	5	1.138
W_3	4	-7.392
PZ	5	10.159
Q^*	1	0.460
P	3	0.266
Q	6	23.561
Y	1	0.46
Z	5	10.159

Todos os valores são significativos a 5%.

3.3.1 Testes de Cointegração.

Para assegurar a existência de uma solução de longo prazo, deve-se testar para cointegração. Para isso é utilizado o teste de Johansen e Juselius (1990). Para

⁷ Os resultados concluem por processos $I(1)$.

encontrar as possíveis combinações lineares que analisam se a diferença das séries é estacionária os dados são divididos em dois, as relações de demanda e oferta. Dessa forma, se os testes demonstrarem que há cointegração, pode-se concluir que as variáveis que compõe demanda e oferta apresentam relações de longo prazo e a análise dinâmica é válida. A ordem escolhida para o modelo VAR(p) é $p = 1$, pois está se analisando se existe um vetor $I(0)$ para séries $I(1)$. Charemza e Deadman (1997) mostram que testar e analisar cointegração utilizando um modelo VAR e a metodologia de Johansen e Juselius (1990) é melhor que o método de equação simples de Engle-Granger para determinados modelos, já que a metodologia de Johansen e Juselius (1990) considera todas as variáveis como endógenas.

São dois os possíveis testes para cointegração utilizando-se a abordagem de Johansen e Juselius (1990). O primeiro é o teste *máximo eigenvalue*, enquanto o segundo é um teste de traço. Para o primeiro a hipótese nula é a de que há r vetores cointegrados contra a alternativa de que são $n+1$ vetores. Para o segundo, a hipótese nula é a de que há, no máximo, r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que são $r_{\text{máx}}$ os vetores de cointegração. Para ambos os testes, os resultados suportam cointegração e os resultados para o teste de traço encontram-se nas tabelas abaixo. Para as equações de demanda e oferta, os resultados estão apresentados na tabela 4⁸.

⁸ Os valores críticos são retirados das tabelas A1 e A2 de Johansen e Juselius (1990).

Tabela 4 – Cointegração na equação de demanda.

<i>r</i>	demanda	oferta
0	115.7	197.5
1	91.4	137.9
2	34.1	61.3
3	22.6	34.8
4	4.2*	7.1*

Os resultados apontam para quatro vetores de cointegração para cada relação de demanda e oferta. Foi utilizado o software Eviews para a redução a um vetor significativo para ser utilizado na transformação de Bärtsden (1989).

3.3.2 Testes de Separabilidade.

Empiricamente, a identificação do nível de competição da indústria utilizando-se um modelo NEIO como o descrito acima é possível se e somente se a função demanda inversa for separável em um vetor de variáveis exógenas Z – esse é o “teorema de impossibilidade” de Lau (1982). Isso significa, na prática, que $\alpha_{pz} \neq 0$. Caso $\alpha_{pz} = 0$, torna-se impossível a identificação de θ , pois a função demanda $Q_i = \alpha_0 + \alpha_p P_i + \alpha_Y Y_i + \alpha_Z Z_i + \varepsilon_i$ somente apresentará deslocamento e não rotação, e como já observado, nesse caso não se pode identificar se o novo equilíbrio é diferente para os casos de concorrência perfeita e imperfeita. O teste para determinar a separabilidade segue Steen e Salvanes (1999) e Nakane (2002), com um teste de exclusão impostos como restrição nula para PZ no α_{pz} para estimar a equação de demanda.

Para testar $\alpha_{pz} = 0$ utiliza-se um teste de *likelihood* ratio. Primeiramente, estima-se o modelo completo e resolve-se o problema *eigenvalue* e depois estima-se o modelo com $\alpha_{pz} = 0$ e os *eigenvalues* restritos $\hat{\theta}_1^* > \dots > \hat{\theta}_r^*$ são calculados. As

estatísticas de teste são definidas como $LR^*[r(N-2)] = T \sum_{i=1}^r \ln\{1 - \hat{\theta}_i^* / 1 - \hat{\theta}_i\}$, com uma distribuição qui-quadrado com $r(N-s)$ graus de liberdade, onde s é o número de parâmetros independentes no modelo restrito (Johansen e Juselius, 1990). A estatística encontrada tem valor 73,74, sendo o valor crítico, a 5%, de 9.49. A hipótese nula de que Z é separável é então rejeitada, o que significa que pode-se utilizar PZ para identificar θ .

3.3.3 Testes de Mudança Estrutural.

Testes de estabilidade estrutural são usados para verificar a robustez do modelo, dadas mudanças na estrutura de mercado, demanda, efeitos de regulação e mudanças tecnológicas. Dessa forma, se o modelo apresenta estabilidade estrutural pode-se considerar que os coeficientes estimados são constantes ao longo do tempo e, nesse caso, o parâmetro de conduta média encontrado não apresentaria grandes desvios de curto ou longo prazos.

O teste utilizado é uma evolução do teste de estabilidade estrutural de Chow. O teste padrão de Chow envolve a divisão dos dados ao meio, com a subsequente estimação das equações em separado para cada sub-grupo. Os resultados são então comparadas através de um F-teste padrão, que restringe os coeficientes das novas estimações para os da versão original e compara o soma do quadrado dos resíduos. A versão recursiva do teste consiste em criar, a partir de n observações, estimações das equações para $n+1$ observações, $n+2$, até N . Os valores críticos são derivados de um F-teste padrão, como na versão simples do teste e uma

probabilidade é associada com a estabilidade das variáveis e com a N-ésima observação. A hipótese nula é de que os coeficientes são estáveis.

Os resultados estão apresentados na tabela 5. Como se pode verificar, é razoável assumir a estabilidade do parâmetro de conduta para a região Sudeste, dado que não há razão para rejeitar qualquer das hipóteses nulas.

Tabela 5 – Resultados do teste de estabilidade de Chow

Região	Chow Estrutural		Chow Previsão	
Sudeste	Estatíst-F 0.000116	Probab. 1.000000	Estatíst-F 0.0000066	Probab. 0.997946

3.4. Estimando a formulação dinâmica.

A formulação dinâmica foi estimada seguindo Steen e Salvanes (1999) e Nakane (2002). A principal característica do modelo, como observado anteriormente, é o mecanismo de correção de erros. Também como nos autores supracitados, a formulação dinâmica foi estimada com a transformação de Bärdsden (1989). Assim, a equação de demanda do modelo estimada via mínimos quadrados em dois estágios foi transformada, para o caso do cimento, para:

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} + \gamma^* [Q_{t-k} - \theta_P P_{t-k} - \theta_Z Z_{t-k} - \theta_{PZ} PZ_{t-k}] + \varepsilon_t, \quad (8)$$

onde: $\theta_j = \frac{\alpha_j^*}{\gamma^*}$, e $j = P, Y, Z, PZ$ e a relação de oferta:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W,i} \Delta W_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q_{t-i}^* + \psi^* [P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \xi_W W_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^*] + \eta_t, \quad (9)$$

onde: $Q_i^* = \frac{Q_t}{(\theta_P + \theta_{PZ}Z_t)}$, e: $\Lambda = \frac{\lambda^*}{\psi^*}, \xi_Q = \frac{\beta_Q}{\psi^*}, \xi_W = \frac{\beta_W}{\psi^*}$

Para determinar o k da equação acima, foi utilizada as defasagem previamente determinada. Os resultados encontram-se na tabela 6. A análise dos resultados encontra-se após a seção abaixo.

Tabela 6– Coeficientes estimados por mínimos quadrados em dois estágios para a formulação dinâmica – Demanda e Oferta

<i>Demanda</i>	parâmet	valor-p	<i>Oferta</i>	parâmet	valor-p
α_0	-693278	0.934	β_0	1.083	0.618
$\alpha_{q,1}$	0.599	0.000	$\beta_{P,1}$	0.179	0.058
$\alpha_{q,2}$	0.126	0.277	$\beta_{P,2}$	0.019	0.842
$\alpha_{q,3}$	0.120	0.315	$\beta_{P,3}$	-0.019	0.854
$\alpha_{q,4}$	0.045	0.707	$\beta_{P,4}$	n/p	n/p
$\alpha_{q,5}$	-0.190	0.152	$\beta_{P,5}$	n/p	n/p
$\alpha_{q,6}$	0.159	0.033	$\beta_{P,6}$	n/p	n/p
$\alpha_{P,0}$	187066	0.636	$\beta_{q,0}$	0.000	0.252
$\alpha_{P,1}$	-5159	0.934	$\beta_{q,1}$	0.000	0.580
$\alpha_{P,2}$	-79378	0.202	$\beta_{q,2}$	0.000	0.409
$\alpha_{P,3}$	-37999	0.736	$\beta_{q,3}$	0.000	0.064
$\alpha_{P,4}$	n/p	n/p	$\beta_{q,4}$	0.000	0.059
$\alpha_{P,5}$	n/p	n/p	$\beta_{q,5}$	0.000	0.186
$\alpha_{P,6}$	n/p	n/p	$\beta_{q,6}$	0.000	0.815
$\alpha_{Y,0}$	0.063	0.777	$\beta_{W,1,0}$	0.109	0.609
$\alpha_{Y,1}$	-0.248	0.018	$\beta_{W,1,1}$	-0.199	0.388
$\alpha_{Y,2}$	n/p	n/p	$\beta_{W,1,2}$	-0.456	0.047
$\alpha_{Y,3}$	n/p	n/p	$\beta_{W,1,3}$	-0.423	0.062
$\alpha_{Y,4}$	n/p	n/p	$\beta_{W,1,4}$	0.219	0.336
$\alpha_{Y,5}$	n/p	n/p	$\beta_{W,1,5}$	-0.545	0.011
$\alpha_{Y,6}$	n/p	n/p	$\beta_{W,1,6}$	0.135	0.534
$\alpha_{PZ,0}$	-2125.0	0.634	$\beta_{W,2,0}$	0.227	0.001
$\alpha_{PZ,1}$	59.3	0.932	$\beta_{W,2,1}$	-0.250	0.000
$\alpha_{PZ,2}$	997.6	0.197	$\beta_{W,2,2}$	0.113	0.081
$\alpha_{PZ,3}$	396.0	0.756	$\beta_{W,2,3}$	-0.141	0.028
$\alpha_{PZ,4}$	15.1	0.920	$\beta_{W,2,4}$	0.052	0.394
$\alpha_{PZ,5}$	62.1	0.557	$\beta_{W,2,5}$	0.056	0.301
$\alpha_{Z,0}$	50043	0.528	$\beta_{W,3,0}$	42.069	0.000
$\alpha_{Z,1}$	-8195	0.506	$\beta_{W,3,1}$	14.809	0.096
$\alpha_{Z,2}$	-15739	0.230	$\beta_{W,3,2}$	-0.323	0.973
$\alpha_{Z,3}$	-10493	0.651	$\beta_{W,3,3}$	9.140	0.331
$\alpha_{Z,4}$	-3952	0.133	$\beta_{W,3,4}$	17.230	0.079
$\alpha_{Z,5}$	1515	0.460	$\beta_{W,3,5}$	n/p	n/p

<i>Demanda</i>	parâmet	valor-p	<i>Oferta</i>	parâmet	valor-p
Γ^*	9223.7	0.417	$-\theta_{,0}$	0.095	0.011
θ_p	3.738	0.829	$\theta_{,1}$	-0.029	0.835
θ_y	0.000	0.536	$\theta_{,2}$	n/p	n/p
θ_z	5.425	0.790	$\theta_{,3}$	n/p	n/p
θ_{pz}	-0.042	0.832	$\theta_{,4}$	n/p	n/p
θ_z	5.425	0.790	Ψ^*	-0.373	0.954
θ_{pz}	-0.042	0.832			
R^2 ajust.	0.935		R^2 ajus.	0.764	
<i>elastic.</i>			<i>elastic.</i>		
ϵ_{pp}	-0.098		ξ_q	-0.361	0.560
ϵ_{pz}	0.742		ξ_{w1}	-0.151	0.316
			ξ_{w2}	-46.225	0.083
			ξ_{w3}	0.254	0.523
			λ	0.057	0.018
			ξ_q	-0.361	0.560

3.5. Críticas aos modelos NEIO

Como já observado, a racionalidade dos modelos NEIO é estabelecer empiricamente o parâmetro de conduta através de variações da elasticidade-preço da demanda, sem observar dados contábeis. Dado seu aparecimento recente na literatura, somente nos últimos anos começaram a surgir críticas às formulações dos modelos empíricos NEIO. Essas críticas ainda não estão consolidadas em um corpo formal⁹, contudo, e por isso foram compiladas através da literatura.

As críticas aos modelos NEIO podem ser resumidas em: falta de relação com a teoria; viés das formas funcionais; falta de tratamento de mudanças tecnológicas; definição de mercado; hipóteses sobre o comportamento da função de demanda e relação de oferta.

⁹ Várias das críticas abaixo encontram-se em Sheldon e Sperling (2001) e/ou Sexton e Zhang (2000), mas nem todas.

3.5.1 Falta de relação com a teoria

Modelos como os descritos pela NEIO tentam modelar um fenômeno dinâmico (i.e., ação e reação) dentro de uma abordagem estática (Sexton e Zhang, 2000). Dado esse raciocínio as formulações dinâmicas de Karp e Perloff (1989), Deodhar and Sheldon (1996), Steen e Salvanes (1999) e Nakane (2002)¹⁰ seriam a melhor forma de tratar o parâmetro de conduta. Mas um dos mais importantes avanços na literatura de organização industrial foi o da obtenção da habilidade de análise de jogos multi-períodos com equilíbrio oligopolístico (Sheldon e Sperling, 2001). Em particular, Fudenberg and Tirole (1989), entre outros, mostraram que é possível obter-se equilíbrio não-cooperativo colusivo em jogos repetidos finitas vezes. Isso é reforçado por Slade (1995), que sugere que jogos estáticos de um período são rejeitados pelos dados, o que implica que modelos estáticos com dados de séries de tempo são compatíveis com a literatura. Mais ainda, Dockner (1992), Cabral (1995) e Aiginger e Pfaffermayr (1997) demonstraram que medidas estáticas de poder de mercado contém suficiente informação para resolver o jogo dinâmico implícito (underlying). Como exemplo, Cabral (1995) mostrou que um superjogo dinâmico de determinação simultânea de quantidade, como Cournot, apresenta como forma reduzida a solução de variação conjetural. Ação e reação, então, estariam presentes na formulação estática, pois seus efeitos estariam incorporados nos modelos através de mudanças nas variáveis de análise, em especial, preço e quantidade.

A inovação teórica dos modelos dinâmicos seria a captura do comportamento estratégico subjacente dos participantes do mercado (Sheldon e Sperling, 2001). O

¹⁰ Embora esses não sejam os primeiros modelos a tentar impor uma dinâmica na abordagem NEIO, são os primeiros modelos gerais.

problema com os modelos puramente dinâmicos é que eles seriam difíceis de resolver, sendo necessários dados ao nível das firmas¹¹ (Sheldon e Sperling, 2001) e, por causa disso, os modelos de Deodhar e Sheldon (1996) e Karp e Perloff (1989) utilizaram simplificações de jogos quadrático-lineares. Essa abordagem tem sido utilizada em modelos teóricos de oligopólio (Fershtman and Kamien, 1987; Reynolds, 1987; Dockner, 1992; and Karp and Perloff, 1993) e a vantagem é a de que é possível resolver o sistema para um parâmetro de conduta. (Sheldon e Sperling, 2001). O tratamento da segunda onda de modelos com características dinâmicas – Steen e Salvanes (1999), Nakane (2002) e o modelo apresentado nesse estudo, utilizam a formulação de correção de erros para introduzir dinâmica no mercado. Contudo, como já observado, o tratamento dinâmico surge sem relação com a racionalidade econômica, tendo origem econométrica, com implicações econômicas subjacentes. Além disso, a formulação estática captura um padrão médio de comportamento de mercado, uma solução de curto prazo para uma interação de longo prazo (Martin, 2001). Dado que um equilíbrio *steady-state* de longo prazo possa não existir, a interação de curto prazo se torna relevante e as variações de curto prazo explícitas nas séries de tempo utilizadas para estimar os modelos são as determinantes do modelo. É importante notar que esse não é uma formulação dinâmica pura, sendo, como já observado, uma sucessão de problemas estáticos.

¹¹ Os autores argumentam que um modelo puramente dinâmico só pode ser resolvido se todas as reações das empresas puderem ser enxergadas, daí a necessidade de dados ao nível das empresas.

3.5.2 Viés das formas funcionais.

Várias formas funcionais são encontradas na literatura, desde formas lineares simples (Steen e Salvanes, 1999, Deodhar and Sheldon, 1996 etc.) até log-lineares (Alexander, 1988, Nakane, 2002) e funções quadráticas para modelos dinâmicos (Karp e Perloff, 1989). Normalmente são usadas funções lineares por questão de simplicidade. Na prática, os estudos NEIO estão testando conjuntamente o parâmetro de conduta e a hipótese implícita da forma funcional, e uma preocupação relevante é a existência de uma dependência dos resultados empíricos da escolha *ex-ante* da forma funcional e das variáveis explicativas (Sheldon e Sperling, 2001).

Sexton e Zhang (2000) sugerem que, em termos do sistema de equações, esse problema não é muito sério, pois os pesquisadores costumam utilizar formas funcionais flexíveis, mas que as especificações da função de demanda podem gerar viés na estimativa de poder de mercado. Genesove e Mullin (1998) e Bettendorf e Verboven (2000) investigaram explicitamente o grau de sensibilidade da estimativa de poder de mercado à forma funcional da demanda. Genesove e Mullin (1998) encontraram um parâmetro de conduta muito similar entre as formas funcionais linear, log-linear, quadrática e exponencial. Contudo, esses autores observaram que se hipóteses fortes forem feitas sobre o comportamento da demanda e da relação de oferta, tal relacionamento pode não se manter. Bettendorf e Verboven (2000) encontraram diferença entre uma forma logarítmica e linear ou quadrática. Sheldon e Sperling (2001) concluem observando que a modelagem NEIO deve se preocupar com a robustez da forma funcional, mas que o problema é pouco relevante se forem utilizadas formas funcionais flexíveis.

3.5.3 Falta de tratamento de mudanças tecnológicas.

A maioria dos modelos NEIO utiliza dados anuais e, para obter suficientes observações, podem analisar períodos de 30 anos ou mais, no qual mudanças tecnológicas significativas podem ocorrer (Sheldon e Sperling, 2001). Essa crítica pode ser expandida para contemplar também possíveis mudanças na demanda de mercado e entrada ou ameaça de novos concorrentes. Em quaisquer desses casos, as implicações são de descontinuidade nos dados que os modelos estáticos não devem enxergar. Esse problema não envolve somente modelos NEIO, contudo, sendo uma crítica geral de modelos econométricos de organização industrial e que se fiam em longas séries de tempo anuais.

3.5.4 Definição do mercado relevante.

Esse também é um problema pervasivo na literatura de modelos empíricos de organização industrial. A definição de mercado é sutil e muitas vezes subjetiva (Martin, 2001) e pouca atenção tem sido dada, nos estudos NEIO, sobre a definição, *a priori*, do mercado a ser estudado (Sheldon e Sperling, 2001). As definições usuais de mercado são usualmente feitas pela caracterização das características de oferta – especialmente em relação a um ou conjunto de produtos - e, normalmente, os pesquisadores utilizam alguma classificação de agência governamental para estudar um determinado mercado (Martin, 2001). Críticas a essas classificações são inúmeras, especialmente em análises de poder de mercado em caso antitruste (Martin, 2001). Dessa forma, qualquer parâmetro de conduta estimado por um modelo NEIO somente apresenta validade em termos de racionalidade econômica se o mercado analisado for bem definido economicamente. Caso contrário, não

incluir elasticidades cruzadas da demanda e oferta levariam a estimativas errôneas. Sheldon e Sperling (2001) observam que a maioria dos estudos NEIO tratam a definição de mercado (seja geográfica ou de produtos) de forma superficial.

Ademais, deve-se notar que a definição de mercado relevante é uma preocupação de toda a literatura de organização industrial empírica, tendo-se desenvolvido todo um ramo dessa literatura para analisar metodologias de determinação de mercados relevantes.

3.5.5 Hipóteses sobre o comportamento da função de demanda e relação de oferta.

Vários estudos NEIO analisam poder de mercado para tentar verificar comportamento oligopolista ou oligopsonista, assumindo implicitamente que a outra parte do mercado se comporta de forma concorrencial (Raper *et alli*, 2000). Isso pode levar a estimativas erradas do parâmetro de conduta, em especial, a um *overshooting* caso o modelo deixe de estimar o poder de mercado do lado da demanda. Em um modelo com especificação dinâmica, contudo, o teste de poder de mercado unilateral funciona mesmo com mudanças no comportamento da demanda. Nesse caso, o modelo é capaz de suportar mudanças no comportamento da função da demanda e, em especial, mudanças em relação a preço e quantidade de equilíbrio de mercado. No caso do exercício de poder de mercado por parte da demanda, então, os reflexos sobre as variáveis de equilíbrio seriam percebidos pelo modelo, em especial, menores preços derivados de mudanças na estrutura da demanda.

Ainda, Corts (1999) afirma que um parâmetro médio de conduta de mercado λ não pode ser identificado em um modelo estático, já que, se assumir-se que λ é uma

variável, em vez de uma constante como a maioria dos estudos NEIO assume, o parâmetro λ vai ser provavelmente correlacionado com os instrumentos que o identificam, se tornando um estimador viesado do parâmetro de conduta médio. O autor também afirma que, se houver sazonalidade na demanda um modelo estático também seria contra-indicado.

Além disso, Wolfran (1999), Corts (1999) e Puller (2002) mostram que, se as empresas estão empenhadas em colusão eficiente o parâmetro de conduta estimado pelo modelo NEIO vai subestimar o poder de mercado. “A origem do problema está no fato de que, se as firmas engajam em colusão, o econometrista está estimando o modelo errado; ele deveria estimar a condição de primeira-ordem dinâmica e não a estática¹². Como resultado, o melhor que alguém pode fazer ao estimar o parâmetro de conduta é testar a hipótese de concorrência perfeita ($\theta=0$), competição de Cournot ($\theta =1/n$) e colusão perfeita ($\theta \sim 1$), mas sem dar informações sobre concorrência imperfeita.(...) Mesmo que custo marginal possa ser observado, estimar a condição de primeira ordem estática pode levar a um estimador viesado do poder de mercado”.¹³

¹² A condição de primeira ordem de um conjunto de firmas com comportamento de colusão tácita é a solução de uma maximização conjunta de lucros sujeita a uma restrição que impeça incentivo ao desvio. Ou seja, o jogo implicitamente modelado pelo estudo, o de Cournot repetido, não se aplica.

¹³ Puller (2002), p. 8.

4. Análise dos Resultados.

Como já observado, a racionalidade dos modelos NEIO é estabelecer empiricamente o parâmetro de conduta médio de um mercado sem utilizar dados contábeis. A idéia do modelo NEIO descrito por Bresnahan e Lau (1982) é determinar o poder de mercado tratando esse modelo como a resolução de um jogo do tipo Cournot, no qual a maximização de lucro se dá através da determinação de quantidade e um ajuste instantâneo de mercado, (market-clearing) no qual o preço é determinado.

A racionalidade da formulação dinâmica implica a adição de um mecanismo de correção de erros. Nesse caso, existiria um equilíbrio de longo prazo estacionário e a interação de curto prazo implicaria em desvios que seriam corrigidos. Mas como não há mecanismo formal de retroalimentação no modelo, assume-se uma maximização para cada período pelas empresas do mercado. De fato, é uma sucessão de problemas estáticos no qual a dinâmica incorporaria novas características da função de demanda e relação de oferta. A adição à literatura estaria na incorporação de fatores dinâmicos como mudanças nos hábitos de consumo e choques persistentes de custos para os produtores (Steen e Salvanes, 1999). De fato, uma formulação dinâmica indicaria o resultado do mecanismo de reação das empresas a mudanças estruturais no mercado. Assim, mudanças nas variáveis da oferta ou demanda implicariam em alterações no equilíbrio de mercado. Qualquer equilíbrio econômico altera-se quando variáveis que não preço variam nas curvas de oferta e demanda. Assim, uma formulação dinâmica encompassaria mudanças na estrutura da relação de oferta ou curva de demanda. De fato, Steen e Salvanes (1999) indicam que a utilidade da formulação dinâmica está no fato de que

os resultados apresentados pela formulação dinâmica são mais consistentes com a teoria econômica, já que os valores estimados pela formulação dinâmica estariam mais próximos do esperado pelas informações do mercado estudado

Uma das grandes contribuições da literatura NEIO é a de que, por estimar um parâmetro de conduta médio da indústria, os modelos apresentam aceitação de situações que implicam a entrada de novos concorrentes ou mesmo potenciais entrantes. Tomando-se um exemplo, caso um novo concorrente entre no mercado, a alteração da estrutura provavelmente leva a um novo equilíbrio de longo prazo, mesmo tomando-se o paradigma ECD. No modelo de Bresnahan (1982) essa mudança é percebida pela alteração nos parâmetros de conduta do mercado, P e Q , e o modelo levaria em conta tais alterações. A formulação dinâmica, por sua vez, assume a existência de um equilíbrio de longo prazo e, portanto, apresentaria a entrada de um novo concorrente como um desvio desse equilíbrio que deveria ser corrigido. Como exemplo possível dessa situação, Steen e Salvanes (1999) acham um parâmetro de ajustamento de longo prazo maior do que a unidade (-2.07) e afirmam que tal valor não apresenta racionalidade econômica. Ao mesmo tempo, seus resultados apresentam que a Noruega apresenta poder de mercado no curto prazo mas não no longo. De fato, a formulação dinâmica apresentada em Steen e Salvanes (1999) e Nakane (2002) podem ser inadequadas para estimar poder de mercado, pois via de regra essa análise preocupa-se com poder de mercado de curto prazo e não está claro o mecanismo de transferência dos choques de custos ou mudanças de hábitos para mudanças de preço e quantidade de equilíbrio de mercado em especificações dinâmicas.

As recentes críticas aos estudos baseados na metodologia da NEIO são pertinentes e devem ser consideradas na formulação do modelo para estimar poder de mercado no mercado de cimento do Sudeste. Em relação às críticas sobre a relação da formulação NEIO com a teoria, tanto a formulação estática quanto a dinâmica apresentam relação com a teoria econômica. As formas funcionais lineares adotadas são compatíveis com a literatura e recentes estudos indicam que o parâmetro de conduta é invariante em relação à forma funcional escolhida (Genesove e Mullin, 1998).

O modelo para cimento não sofre do problema de longos períodos de dados para estimar poder de mercado, já que foram utilizados dados mensais para todas as variáveis, para um período de 10 anos. Ao recortar o período de decisão do jogo de oligopólio de um ano para um mês, o modelo para cimento, em princípio, é capaz de mensurar melhor as decisões dos agentes econômicos, principalmente em uma economia volátil como a brasileira. De fato, encarar o curto prazo da decisão maximização de lucro, sujeita a decisões de quantidade e preço, dos agentes econômicos como um mês não parece incompatível com a realidade dos agentes econômicos brasileiros. Dessa forma, o período relativamente – aos outros estudos NEIO, com séries de até 30 anos - curto das séries de tempo estudadas, aliada ao número relativamente elevado de observações garante que dificilmente o modelo para cimento sofra de problemas em relação a choques exógenos à oferta, como mudanças tecnológicas. Mais ainda, o setor é caracterizado como setor maduro, de lenta inovação tecnológica (BNDES, 1995).

A definição de mercado também não parece ser fonte para uma crítica relevante à formulação da NEIO para o mercado de cimento, dado que o presente

estudo leva em conta a regionalidade e o produto estudado apresenta inexistência de substitutos. De fato, o grau de substituição envolveria os diferentes tipos de cimento, mas dado que o cimento portland comum responde por pelo menos 80% das vendas para qualquer ano do período, com participação constante, e aliado ao fato de que não existem produtores de tipos exclusivos de cimento e mais o fato de que o produto é praticamente *non-tradeable*, isso indica que a definição do mercado de cimento nesse estudo é robusta em relação à teoria econômica. Mais ainda, o mercado consumidor de cimento é pulverizado para qualquer região (média de 70% das vendas para revendedores independentes), o que significa que a hipótese implícita de concorrência perfeita pelo lado da demanda, mesmo que gere viés no parâmetro de conduta – e isso é discutível como já observado-, parece não se aplicar ao mercado de cimento do Sudeste.

Resta a crítica de Corts (1999), a de que a formulação estática é inadequada por estimar o modelo errado caso as empresas do mercado apresentem comportamento colusivo. Puller (2002) estima um modelo geral para abordar essa crítica e encontra resultados similares àqueles do modelo estático puro. Contudo, mesmo assumindo a validade da crítica de Corts (1999), para os objetivos do presente trabalho e dos estudos NEIO a determinação da conduta de mercado pode ser suficiente. Kim e Knittel (2004) reforçam essa crítica numa análise do mercado de eletricidade da Califórnia. Esses autores argumentam que modelos de variação conjectural como os NEIO falham por ser estáticos e não resolverem o modelo implícito de teoria dos jogos. Contudo, a utilização de testes de mudança estrutural verificaram que, para o caso do modelo para o setor de cimento do Sudeste, os

coeficientes das variáveis, incluindo-se o parâmetro de conduta, são estáveis para as séries de dados e equações estimadas.

A tabela 7 indica os resultados resumidos das estimações para o setor de cimento da região Sudeste.

Tabela 7 - Resultados do modelo para o setor de cimento da Região Sudeste.

Variável	Statíst
θ	0.095
interv.	[0.049]
valor-p	0.011
Δ	0.057
interv.	(0.022)
valor-p	0.018
ε_{pp}	-0.098
ε_{pz}	0.742
ψ^*	-0.373
R ² aj.dem	0.935
R ² aj.ofe	0.764
Unidades	29
Empresas	8
Cournot	0.125

A variável θ representa o grau de poder de mercado de curto prazo para a região Sudeste, enquanto Δ representa o poder de mercado de longo prazo. Os resultados apontam para um maior poder de mercado de curto prazo, 0,095 em relação ao longo prazo 0,057. Esse resultado é compatível com o esperado na literatura econômica, dado que as empresas normalmente apresentam maior poder de mercado no curto prazo, com maior concorrência no longo prazo. O mercado do Sudeste é aquele que apresenta maior competição no Brasil, com a presença de todas as principais empresas do setor, mas é importante notar que mesmo com valores próximos de zero a hipótese de concorrência perfeita é negada, dado que nenhum intervalo de confiança contempla um valor de 0 para o parâmetro de

conduta médio do mercado. Importante ainda é o fato de que o intervalo do parâmetro de conduta médio de curto prazo (0.046;0.134) inclui o resultado de Cournot simétrico (0,125). Para testar para o comportamento de um equilíbrio de Cournot para a região Sudeste foi estabelecido um teste-t simples com a hipótese nula $H_0 : \theta = 1/n$ e $H_1: \theta \neq 1/n$. A um nível de significância de 5% a hipótese nula foi aceita e pode-se concluir que a indústria se comporta como em um jogo de Cournot simétrico. Tal resultado traz importantes implicações em termos de medidas para aumentar a concorrência, dado que o modelo de Cournot é amplamente conhecido, assim como seus resultados.

Também apresenta demanda inelástica, 0.098 em valor absoluto, e um parâmetro de ajuste de longo prazo baixo, de 0.373. Esse resultado é importante, pois Gama e Ruiz (2006) encontraram um valor absoluto entre 0,25 e 0,35 para o mercado de cimento brasileiro. Ou seja, a demanda parece mais inelástica no mercado do Sudeste do que para o mercado brasileiro. O resultado geral é de que a indústria de cimento do Sudeste se comporta como uma indústria colusiva de curto prazo, aproveitando uma demanda inelástica para exercer algum grau de poder de mercado.

5. Considerações Finais

O presente trabalho se propôs a investigar quantitativamente a conduta no oligopólio do cimento na região sudeste do Brasil. Para tanto, utilizou-se como base uma formulação dinâmica da abordagem da Nova Organização Industrial Empírica (New Empirical Industrial Organization – NEIO). Especial atenção foi dada à questão da estabilidade estrutural dos parâmetros. Com efeito, esse aspecto havia sido objeto de crítica no contexto desses modelos por Corts (1998).

Os resultados para o mercado de cimento do Sudeste mostraram-se satisfatórios, com todos os sinais dos coeficientes estando de acordo com a teoria econômica. Cabe destacar a presença, conforme esperado, de um poder de mercado não desprezível nesse mercado. Ademais, foi destacada a diferença entre o comportamento de curto e de longo prazo, o que permite mapear a dinâmica da indústria e sua conduta muito além de uma simples análise de razões de concentração.

Assim, pode-se perceber que os modelos da NEIO se configuram como importante ferramenta para análises da defesa da concorrência, dado que podem medir a conduta do mercado e podem servir para o acompanhamento do grau de competição entre as empresas que, porventura, venham ser analisadas. Uma importante observação é a de que um obstáculo para a utilização sistemática de estudos econométricos no âmbito da defesa da concorrência refere-se à disponibilidade de dados detalhados no nível microeconômico que extrapolem informações de cunho contábil. O desafio que se coloca é significativo, mas deve ser enfrentado para que se possa ir além de análises mais descritivas amparadas no cálculo de índices de concentração industrial.

Referências

- Aiginger, K., Brandner, P., Wüger, M., (1995),. Measuring Market Power for some Industrial Sectors in Austria. *Applied Economics*, 27, 369-76.
- Aiginger, K., (1996),. Confronting the Implications of the Cournot Model with Industry and Firm Data. *Small Business Economics* 8: 365-78.
- Alexander D.L., (1988), The Oligopoly Solution Tested. *Economic Letters* 28, 361-64.
- Bain, J.S., (1951),. Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940. *Quarterly Journal of Economics* 65: 293-324.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J.W., Hendry, D.F., (1993). Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. *New York: Oxford University Press*.
- Baker, J.B., Bresnahan, T.F., (1992). Empirical Methods of Identifying and Measuring Market Power. *Antitrust Law Journal*, 67 (1).
- Bettendorf, L., Verboven, F., (2000). Incomplete Transmission of Coffee Bean Prices: Evidence from the Netherlands. *European Review of Agricultural Economics* 27: 1-16.
- Bresnahan, T.F., (1982). The Oligopoly Solution Concept is Identified. *Economic Letters* 19, 87-92.
- Bresnahan, T.F. (1989), Empirical models of industry with market power, In: R. Willig e R. Schmalensee (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Amsterdam: North-Holland, 1012-57

Buschena, D.E., Perloff, J.M., (1991). The Creation of Dominant Firm Market Power in the Coconut Oil Export Market. *American Journal of Agricultural Economics* 73, 1001-1008.

Bärsden, G., (1989),. The Estimation of Long-Run Coefficients from Error-Correction Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 345-50.

BNDES, (1998). <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/relato/cim.pdf>

Borenstein, S., Bushnell, J., Knittel, C.R., (1999), Market Power in Electricity Markets: Beyond Concentration Measures. *Energy Journal* 20(4): 65- 88.

Chaturvedi, A., Bandyopadhyay, S., (2001) Establishing a Framework For Analyzing Market Power in Electronic Commerce: An Empirical Study. *Proceedings of the 34th Hawaii International Conference on System Sciences*.

Cabral, L.M.B. (1995). Conjectural Variations as a Reduced Form. *Economics Letters* 49: 397-402.

Charemza, W., Deadman, D., (1997), *Econometric Practice*, Cheltenham: Edward Elgar Publishing.

Corts, K.S., (1999),. Conduct Parameters and the Measurement of Market Power. *Journal of Econometrics* 88: 227-50.

Cunha, L.M.S., Fernandez, C.Y.H., (2003). A Indústria de Cimento: Perspectivas de Retomada Gradual. *BNDES*.

Deodhar, S.Y., Sheldon, I.M., (1996), Estimation of Imperfect Competition in Food Marketing: A Dynamic Analysis of the German Banana Market. *Journal of Food Distribution Research* 27: 1-10.

Dockner, E.J. (1992). A Dynamic Theory of Conjectural Variations. *Journal of Industrial Economics* 40: 377-95.

Fiuza, E.P.S., (2001). Estudos Econométricos em Organização Industrial no Brasil, *in: Microeconomia e Sociedade no Brasil*. M.B.. Lisboa e N. A. Menezes-Filho (org.). Rio de Janeiro: Contra Capa.

Fiuza, E.P.S., Motta, R.S. (2006), *Métodos Quantitativos em Defesa da Concorrência e Regulação Econômica*, Rio de Janeiro: IPEA

Fuller, W.A., (1996), *Introduction to Statistical Time Series* ,. New York: John Wiley.

Gama, M. M., Ruiz, R.M., (2006),. A Prática Antitruste no Brasil: uma análise econômica do CADE,. *Revista do IBRAC*, 13,. 136-158.

Genoseve, D., Mullin, W.P. (1998),. Testing Static Oligopoly Models: Conduct and Cost in the Sugar Industry, 1890-1914. *Rand Journal of Economics* 29: 355-77.

Haguenauer, L., (1996), A indústria brasileira do cimento. *Série Estudos Setoriais 1, Organização Industrial e Competitividade da Indústria Brasileira de Materiais de Construção*. Sinduscon-SP.

Johansen, S., Juselius, K., (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand of Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

Karp, L.S., Perloff, J.M., (1989),. Dynamic Oligopoly in the Rice Export Market. *Review of Economics and Statistics* 71: 462-70.

Karp, L.S., Perloff, J.M., (1993),. Open-Loop and Feedback Models of Dynamic Oligopoly. *International Journal of Industrial Organization* 11: 369-89.

Kim, D.K, Knittel, C.R., (2004),. Biases in Static Oligopoly Models? Evidence from the California Electricity Market. NBER Working Paper No. 10895. Novembro.

Lau, L.J., (1982),. On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data. *Economics Letters* 10: 93-99.

Martin, S., (2001),. Advanced Industrial Economics. US: *Blackwell Publishing*.

Mattos, C. (2003), *A Revolução do Antitruste no Brasil: a Teoria econômica Aplicada a Casos Concretos*, São Paulo: Editora Singular

Nakane, M., (2002),. A test of competition in Brazilian banking. *Estudos Econômicos*. 32,.203 - 224.

Nevo, A. (2000), A Practitioner's Guide to Estimation of Random Coefficients Logit Models of Demand, *Journal of Economics and Management Strategy*, 9, 513-48

Perloff, J.M., (1992),. Econometric Analysis of Imperfect Competition and Implications for Trade Research. In *Industrial Organization and International Trade: Methodological Foundations for International Food and Agricultural Market Research*, eds. I.M. Sheldon and D.R. Henderson. North Central Research Publication Number 334, Columbus, OH: The Ohio State University.

Puller, S.L., (2002), Pricing and Firm Conduct in California's Deregulated Electricity Market. Power. Working Paper PWP-080. *University of California Energy Institute*.

Salgado, L.H. (1997), *A Economia Política da Prática Antitruste*, São Paulo: Editora Singular

Sexton, R.J., Zhang, M., (2000). An Assessment of Market Power in the U.S. Food Industry And Its Impact on Consumers. artigo preparado para a conferência *The*

American Consumer and the Changing Structure in the Food System, Arlington, Virginia, Maio 4 – 5.

Steen, F., Salvanes, K.G., (1999), Testing for market power using a dynamic oligopoly model. *International Journal of Industrial Organization* 17: 147–177

Teixeira C.F., Silva, B.S, da Silva, R.M., (2003). Integração Vertical na Indústria de Cimento: A experiência brasileira recente. *in: A Revolução Antitruste no Brasil: A Teoria Econômica Aplicada a Casos Concretos*. César Mattos (org.) Editora Singular.