



3º LUGAR - DEFESA DA CONCORRÊNCIA E PROMOÇÃO DA CONCORRÊNCIA
AUTOR: ALBERTO EDUARDO BRUGAROLAS SALVO
WILMETTE – IL - EUA

ESTIMANDO CONDUTA COMPETITIVA SOB A AMEAÇA DE
ENTRADA: O CASO DA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE CIMENTO

RESUMO

Um tema clássico da Organização Industrial e da Política Antitruste é a medição do poder de mercado exercido por firmas numa indústria oligopolizada. Quando o custo marginal é observado, esse poder de mercado – ou, equivalentemente, a conduta competitiva das firmas – pode ser inferido a partir da simples diferença entre preços e custos, a chamada margem de preço sobre custo. Mais comumente, no entanto, o custo não é observado pelo analista. Nesse caso, uma metodologia padrão tem sido desenvolvida nas últimas décadas na tentativa de inferir a conduta, e o custo, a partir da estática comparativa de equilíbrio. Descrita de maneira simples, a forma em que preços em equilíbrio variam na medida em que as condições de demanda flutuam exogenamente, irá revelar o grau de poder de mercado. Dois exemplos polares oferecem intuição. Numa indústria competitiva, as firmas produzem a quantidade cujo custo marginal se iguala ao preço no mercado. No outro extremo, indústrias colusivas, ou cartéis, ajustam seus preços de modo que receita marginal se iguale a custo marginal. (Veja-se, por exemplo, Bresnahan 1989.)

O presente artigo examina essa abordagem estabelecida num contexto mais geral onde uma indústria enfrenta a ameaça seja de entrada ou de regulação, e essa ameaça ocasionalmente restringe seus preços. A partir de observações de equilíbrio de mercados temporais ou regionais, alguns dos quais estão restritos em função da ameaça, o analista deseja inferir o poder de mercado. O analista não observa a ameaça ou não sabe separar aqueles mercados onde a restrição de ameaça está ativa (respectivamente, “o joio”)

daqueles mercados onde não há restrição ativa (resp., “o trigo”). Eu demonstro que nessas condições o analista irá *subestimar* o verdadeiro poder de mercado. Intuitivamente, a ameaça de entrada (ou de regulação) age restringindo a habilidade de firmas com poder de mercado de responder a choques exógenos de demanda.

Dada a ampla utilização dessa metodologia tanto em círculos acadêmicos como em política antitruste, incluindo o próprio *SBDC*, este resultado é altamente relevante. Em determinadas condições em que uma indústria precifica levando em consideração as ações de agentes externos, como por exemplo a concorrência potencial de importados em um mundo em que as barreiras ao comércio estão caindo, o analista poderá concluir que há mais competição onde há menos.

O trabalho começa demonstrando esse resultado metodológico de forma intuitiva, para então demonstrá-lo formalmente, de forma analítica e através de experimentos de Montecarlo.

Na sequência, o resultado é ilustrado empiricamente através da indústria brasileira de cimento, onde a ameaça de entrada de importados, mesmo sendo de alto custo, restringe as decisões de preço da indústria estabelecida. Eu assumo o papel do pesquisador que ignora a restrição de arbitragem latente gerada pelas importações e utilizo a metodologia padrão para estimar conduta e custos. As estimativas de oferta que eu obtenho sugerem forte competição doméstica, com margens de preços sobre custos (domésticos) ao redor de zero. Não obstante, a simples tecnologia (de coeficientes fixos) da indústria de

cimento me permite construir, diretamente, medidas de custo marginal de modo a verificar os valores estimados. As *verdadeiras* margens de preço sobre custo estão distantes de níveis competitivos, atingindo cerca de 50% dos preços do produtor.

Finalmente, eu utilizo a base de dados de riqueza pouco usual para elaborar um teste direto de conduta que leva em consideração a restrição de arbitragem de importados. Eu demonstro que a indústria cimenteira pode ser caracterizada como um cartel espacial que divide tacitamente seus mercados geográficos.

II Prêmio SEAE 2007

Categoria: Profissionais

Tema: Defesa da Concorrência e Promoção da Concorrência

Título:

Estimando Conduta Competitiva sob a Ameaça de Entrada: O Caso da Indústria Brasileira de Cimento

Setembro de 2007

Este artigo demonstra que, quando uma indústria enfrenta entrada potencial de novos competidores, e esta ameaça de entrada restringe o apreçamento pré-entrada, a estática comparativa de equilíbrio não irá identificar a oferta. Neste contexto, a hipótese de identificação que subjaz à bem estabelecida técnica de utilizar perturbações exógenas na demanda para distinguir empiricamente entre hipóteses alternativas de comportamento da firma vem a falhar. Esta descoberta é altamente relevante pois (i) o uso desta técnica em círculos tanto acadêmicos como profissionais (incluindo o SBDC) é amplo; e (ii) uma variedade de restrições não observadas sobre o apreçamento das firmas, análogas à ameaça de entrada, é empiricamente relevante. Ilustramos empiricamente nossos resultados utilizando a indústria brasileira de cimento, onde a ameaça de entrada de importados restringe o equilíbrio. Em particular, as margens de preço sobre custo estimadas usando as técnicas padrão são pesadamente viesadas para baixo, subestimando o grau de poder de mercado. Graças a uma base de dados de rara riqueza, este artigo documenta um padrão de cartelização espacial caracterizado pela divisão tácita de mercados geográficos.

Palavras-chave: Poder de mercado; conduta das firmas; estimação de oferta; ameaça de entrada; arbitragem por comércio; preço limite; cartel espacial; divisão de mercado; alocação de mercado.

Classificação do JEL: D43, L13, L41, F14

1. Introdução

Na versão mais simples do modelo de oligopólio estático com maximização de lucro, as firmas escolhem preço (ou quantidade) de modo a resolver problemas de otimização sem restrições. Nestes problemas, postulada uma hipótese sobre conduta competitiva, estas firmas maximizam receita subtraída de custos. O problema se torna mais complexo quando são levadas em consideração características da indústria que introduzem efeitos dinâmicos. São exemplos o acúmulo de estoques por parte de consumidores, efeitos de rede, aprendizado pela prática (*learning by doing*), entre outros. Estes elementos dinâmicos, por afetar as decisões de produção correntes, podem ser vistos como restrições às decisões estáticas de precificação das firmas. Além destas indústrias cujas características naturalmente dão ensejo a considerações dinâmicas, existe uma crescente literatura empírica documentando outros mecanismos dinâmicos menos observáveis para o *pesquisador*. De modo semelhante, estes mecanismos têm como efeito impor restrições às decisões correntes de precificação por parte das firmas. Um exemplo marcante é o de indústrias que sofrem ameaça de entrada de novos competidores. Tal situação recebeu considerável atenção na literatura teórica, mas reduzido número de estudos empíricos, em grande parte pela natureza essencialmente não observável da ameaça de entrada. Por exemplo, Goolsbee e Syverson (2005) documentam que o potencial de entrada restringe aumentos em tarifas fixadas por firmas já estabelecidas na indústria de transportes aéreos. De modo análogo, Genesove e Mullin (1998) sugerem que a ameaça de substitutos importados pode explicar os baixos preços praticados na tão concentrada indústria açucareira dos EUA em princípios do século XIX. Na mesma direção, a ameaça de futura regulação por

teto de preço tem sido apontada como um fator a criar restrições à escolha de preços de firmas em vários setores, sendo exemplos as indústrias de óleo (Erfle e McMillan (1990), entre outros), eletricidade (Wolfram (1990)), cartões de crédito (Stango (2000)) e produtos farmacêuticos (Ellison e Wolfram (2004)).

O presente artigo examina a performance de uma bem estabelecida abordagem para a estimação do lado de oferta num contexto onde ameaças não observáveis criam restrições às decisões de preço por parte das firmas. Com o objetivo de medir, na ausência de dados sobre custos, o grau de poder de mercado exercido pelas firmas (ou suas margens de preços sobre custos), economistas há muito têm se preocupado com a estimação da curva de oferta. Desenvolvida por Bresnahan (1982) e Lau (1982), a abordagem estabelecida se apóia sobre exercícios de estática comparativa em equilíbrio para identificar a conduta das firmas e seus custos conforme especificados numa equação paramétrica de precificação estática; a qual é, por sua vez, obtida a partir das condições de primeira ordem de um problema de maximização sem restrições. Dito de outra maneira: o modo como preços de equilíbrio respondem a variações exógenas de demanda revela o grau de poder de mercado. Dois casos polares ajudam-nos na intuição. Numa indústria competitiva, as firmas produzem a quantidade cujo custo marginal se iguala ao preço no mercado. No outro extremo, indústrias colusivas, ou cartéis, ajustam seus preços de modo que receita marginal se iguale a custo marginal. (A partir de agora, refiro-me a abordagem estabelecida como *metodologia padrão*.) Em contraste com este resultado de identificação, eu demonstro que, num contexto mais geral onde as escolhas de precificação das firmas sofrem restrições por parte, por exemplo, de ameaças de entrada, a metodologia padrão produz estimativas inconsistentes de poder de mercado, em particular podendo produzir um

viés para baixo. Intuitivamente, a ameaça de entrada age restringindo a habilidade de firmas com poder de mercado de responder a choques exógenos de demanda. Formalmente, não é satisfeita a hipótese convencional de identificação que postula que são ortogonais o termo de erro na equação de preço padrão – a qual não leva em consideração a restrição imposta pela ameaça latente – e as variáveis exógenas excluídas que movem a curva de demanda.

Dito mais diretamente: um pesquisador que ignora ameaças de entrada ou de regulação, quando tais ameaças de fato afetam um subconjunto das observações disponíveis, vai, numa miríade de casos, subestimar o poder de mercado das firmas, encontrando mais competição onde há menos. É importante frisar que o difundido uso da metodologia padrão nas últimas duas décadas, tanto na academia como em exercícios aplicados, incluindo o Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC), sugere que este resultado é de grande relevância prática.

Eu modelo um teto de preço não observado (e possivelmente variável) por meio de um simples modelo de preço limite (*limit-price model*). Um oligopólio doméstico enfrenta uma franja competitiva que oferta elasticamente produtos importados de alto custo. Em equilíbrio, não há importações. No entanto, a ameaça de entrada de importados fixa um limite superior nos preços domésticos, igual ao custo (marginal) final dos produtos importados. Além de prover um arcabouço conceitual, este modelo estrutural pavimenta o caminho para uma ilustração empírica. Na indústria brasileira de cimento, importações potenciais restringem o equilíbrio de mercado. O teto de preço imposto pelos importados é restrição ativa em equilíbrio, de tal modo que, no máximo, poucas importações ocorrem. Eu assumo o papel do pesquisador que ignora a restrição de arbitragem latente gerada pelas importações e utilizo a metodologia padrão para

estimar conduta e custos. As estimativas de oferta que eu obtenho sugerem forte competição doméstica, com margens de preços sobre (menos) custos ao redor de zero. Não obstante, a simples tecnologia da indústria de cimento me permite observar (construir) medidas de custo marginal doméstico de modo a verificar os valores estimados. De fato, o cimento consiste de uma dada quantidade de calcário, uma dada quantidade de energia térmica para operar o forno, uma dada quantidade de energia elétrica para moer o produto intermediário, bem como frete (cujo custo é observado, posto que estão disponíveis os fluxos de cimento de cada planta para cada mercado local). Sendo assim, as *verdadeiras* margens de preço sobre custo estão distantes de níveis competitivos, atingindo cerca de 50% dos preços do produtor. Concluímos então que, não obstante serem os importados de alto custo uma restrição ativa, produtores gozam ainda assim de alto poder de mercado.* Esta ilustração confirma minha proposição teórica de que a metodologia padrão, nestes contextos onde há restrições ao comportamento das firmas, pode gerar estimativas do lado de oferta na direção de mais competição.

Mais geralmente, qualquer restrição na habilidade de firmas oligopolistas para ajustar seus preços em resposta a mudanças de demanda torna inválidas as condições de momento da metodologia padrão. De fato, existe extensa literatura de cunho teórico estudando a racionalidade de práticas de preço limite. Tal literatura surgiu em resposta à visão clássica da escola de Chicago de que os preços cobrados pelas firmas já estabelecidas no período pré-entrada não deveriam ser restritos: afinal, o relevante para a decisão de entrar ou não é o preço pós-entrada e não o pré-entrada. Em oposição a

* O fato de que o teto de preço estabelecido pelos importados de alto custo é restrição ativa decorre da inclinação da curva de demanda e da forte disciplina na fixação de preços presente na indústria doméstica.

esta visão estática, a literatura de barreiras à entrada explica como ameaças restringem preços recorrendo, por exemplo, a modelos de sinalização (preços revelam informação sobre os custos das firmas já estabelecidas, probabilidade de comportamento predatório ou mesmo condições de demanda) ou então a modelos de opções reais com histerese (“é mais fácil manter uma potencial firma entrante fora do mercado do que tirá-la dele depois que já entrou”). Com vistas à ameaça de regulação, Glazer e McMillan (1993) mostram como ameaças de intervenção futura podem restringir o preço corrente de um monopolista. A ameaça de regulação pode também surgir como o efeito da atuação de uma autoridade antitruste que exerça, por vias não diretamente observáveis, pressão para que os preços praticados por um oligopólio caiam.[†] De fato, situações de preço-limite podem ser obtidos em contextos bastante simples. Um exemplo clássico é o jogo de fixação de preços por parte de firmas heterogêneas, no qual o preço-limite é o custo marginal (constante) da segunda firma mais eficiente (no caso em que este é menor que o preço de monopólio), de forma análoga ao custo marginal dos importados no modelo do presente trabalho.[‡] De fato, muitos modelos nas literaturas de economia internacional e macroeconomia tomam o preço no mercado internacional (mais custo de transporte) como um preço doméstico limite. Assume-se implicitamente *contestabilidade* (ou *arbitragem*), ou seja, a ameaça de entrada é presente na forma de fluxos de comércio oportunistas num mercado internacional robusto e bem organizado com

[†] Autoridades antitruste tipicamente gostam de “latir” (ou “rosnar”) para indústrias pretensamente detentoras de poder de mercado na esperança de que estas limitem seus preços. (O *website* da Secretaria de Direito Econômico, por exemplo, publica – ou publicava – preços correntes de algumas indústrias oligopolizadas, e seu(s) Secretário(s) aparentemente costumava utilizar a mídia brasileira para “transmitir ameaças”). Na medida em que alguma pressão é de fato exercida – isto é, quem ladra pode às vezes morder – a ameaça de execução de medidas antitruste é mais uma situação em que a metodologia padrão produz estimativas viesadas de poder de mercado.

[‡] Alternativamente, pode-se tratar a firma marginal (ou as importações) como entrantes com acesso à tecnologia obsoleta que previamente retiraram-se da indústria (com precificação à la Bertrand entre firmas incumbentes e firmas entrantes).

baixos custos de entrada (e saída). Adicionalmente, macroeconomistas há muito vêm estudando como custos de menu e outras fricções (por exemplo, contratos de longo prazo entre compradores e vendedores) induzem rigidez de preços (*price stickiness*). Um exemplo recente são os trabalhos de Rotemberg (2004, 2005), os quais argumentam que a “ameaça de enfurecer os consumidores” cria restrições à precificação das firmas. De modo relacionado, um ramo da literatura de economia “comportamental”, iniciado com o trabalho de Kahneman, Knetsch e Thaler (1986), estuda a relação entre os preços cobrados pelas firmas e a percepção dos consumidores sobre justiça.

No que se refere a jogos dinâmicos de colusão tácita, há várias razões para que cartéis restrinjam suas respostas em termos de preços diante de perturbações de demanda. Uma delas é o desejo de evitar detecção por parte da autoridade antitruste (Harrington (2004, 2005)). Dada a necessidade de coordenação, outra razão pode ser a adoção de um preço colusivo focal, como o custo de entrega de importados em um mercado doméstico cartelizado, ou um limite de preço estabelecido por lei.[§] Além disso, num modelo de colusão com choques de demanda estocástica remanescente de Rotemberg e Saloner (1986), Corts (1999) demonstra que a metodologia padrão pode não funcionar. Intuitivamente, isto ocorre quando a amostra contém realizações suficientemente altas da demanda a ponto de as restrições de compatibilidade de incentivos do cartel estarem ativas e o preço plenamente colusivo não for sustentável.**

[§] Harris (1984) discute a hipótese levantada por Eastman-Stykolt (1966), segundo a qual políticas de proteção em face de importações podem facilitar coordenação num oligopólio doméstico, pois estas acabam por fixar como preço focal o preço internacional acrescido da tarifa. De modo relacionado, Knittel e Stango (2003) documentam o papel exercido por tetos de preço fixados por regulação ao facilitar coordenação entre firmas de cartão de crédito.

** Pode-se mostrar que esta é outra situação na qual os choques de demanda não são ortogonais aos erros da equação padrão de precificação.

De fato, não obstante sua crítica à metodologia padrão ser ilustrada por um modelo dinâmico específico de colusão, o qual pode exibir apreçamento anti-cíclico, o artigo seminal de Corts oferece uma mensagem mais geral: enquanto o parâmetro de conduta é estimado a partir da *variação* das quantidades de equilíbrio (e, portanto, a variação do preço e da margem preço sobre custo) a perturbações exógenas de demanda, o que vem a definir poder de mercado é o *nível* da margem de preço sobre custo. Por referir-me a um modelo simples de preço-limite, sou capaz de – para uma grande variedade de situações – (i) confirmar a validade do argumento de inconsistência de Corts, (ii) dar sinal negativo à inconsistência e (iii) ilustrar empiricamente esta inconsistência.

Com respeito à indústria brasileira de cimento, utilizo uma base rica de microdados – onde observo não somente o custo marginal como, de modo ainda menos usual, *despachos de cada planta para cada mercado local* ao redor do país – para documentar o padrão de oferta de um cartel espacial caracterizado pela divisão tácita de mercados regionais. Dada a necessidade de controlar para a restrição de arbitragem trazida por importados, a qual estabelece um piso para a produção agregada em cada mercado local (ou, equivalentemente, um teto de preço), eu formulo um teste que utiliza dados de oferta no nível da firma para impor um limite inferior mais preciso acerca do grau de colusão na conduta do que o limite que poderia ser imposto a partir de dados agregados de mercado. Mostro então que o comportamento no nível da firma no mercado de cimento brasileiro é consideravelmente mais colusivo que o ditado pelo modelo de Cournot. Segundo este comportamento colusivo, uma dada firma restringe a oferta em certos mercados locais (comparativamente ao modelo Cournot) em troca de que as firmas rivais cedam o mando de outros mercados locais. Mais mecanicamente, o teste endogenamente seleciona decisões de oferta no nível da firma em diferentes

mercados (indexados por tempo e localização), as quais podem ser explicadas somente por um comportamento “mais colusivo que Cournot”.

Este artigo faz então quatro contribuições. Primeiramente, ele demonstra que a metodologia tão comumente utilizada para inferir conduta pode levar a subestimações do poder de mercado de indústrias onde os preços de equilíbrio são restritos por meios não observáveis ao pesquisador.^{††} Competição potencial por parte de importados – um dos vários canais através dos quais tais restrições podem agir – já por si sugere que este resultado deve ser crescentemente relevante num mundo em que as barreiras ao comércio estão caindo. Em segundo lugar, graças a um banco de dados muito detalhado, este artigo oferece um raro exemplo de alocação de mercados geográficos por parte de um cartel, não mencionando o ainda mais raro exemplo de um cartel espacial respondendo à competição de importados. A terceira contribuição se relaciona ao contexto empírico específico que consideramos. Num país em desenvolvimento como o Brasil, com seu gigantesco déficit habitacional e de infra-estrutura, é impossível exagerar a importância da indústria de cimento. Uma clara recomendação de política é reduzir o custo de transação dos substitutos importados, mitigando então o substantivo poder de mercado dos produtores domésticos. Pode reduzir a resistência política a esta recomendação o fato de que a margem de ajustamento seria a redução dos preços domésticos e não o aumento de importações.^{‡‡} Finalmente, o caso do cimento brasileiro se junta à reduzida lista de estudos empíricos que mostra que firmas incumbentes de

^{††} Equivalentemente, podemos pensar em restrições que não são facilmente incorporadas – via mecanismos de mudança de regime – no modelo estrutural. Isto pode ser causado tanto pela falta de entendimento por parte do pesquisador de como a restrição de fato opera, não obstante ele conhecer sua existência, como pelo fato de as condições para a identificação do mecanismo de mudança de regime (e, portanto, das observações não restritas) serem muito rigorosas. A esse respeito, ver nota de rodapé 15.

^{‡‡} Tal recomendação contrasta com a recente experiência política: um bem-sucedido *lobby* da indústria de cimento fez o governo brasileiro adotar medidas “*anti-dumping*” contra produtores estrangeiros.

fato respondem à *ameaça* de ações por parte de outros agentes (como entrantes, consumidores e autoridades), e não somente a ações já realizadas. De relevância também para a teoria de mercados contestáveis, este caso ilustra que, mesmo que a ameaça de entrada tenha real efeito nos preços de uma indústria, não se deve concluir a partir daí que as firmas não exercem poder de mercado.

Este artigo tem o seguinte plano. Na Seção 2, eu desenvolvo o arcabouço teórico e abordo o problema de identificação. Na Seção 3, descrevo aspectos institucionais da indústria de cimento e apresento os dados. A Seção 4 exhibe a aplicação empírica. Finalmente, concluo com considerações sobre as implicações metodológicas deste artigo.

2. Arcabouço Teórico: A Metodologia Padrão sob Ameaça de Entrada

Começamos por intuitivamente discutir por que a metodologia padrão para inferir oferta pode gerar um viés para baixo no grau estimado de poder de mercado quando a ameaça de entrada restringe o comportamento das firmas. Modelamos entrada potencial como uma franja competitiva de produtores estrangeiros que ameaçam o oligopólio doméstico. Podemos então demonstrar que a condição de ortogonalidade assumida pela metodologia padrão não mais se aplica.

O ambiente estático que consideramos é representado na figura 1. É importante notar que, para fins meramente expositórios, assumimos custo marginal constante. De fato, tanto a metodologia padrão como meus resultados formais apresentados a seguir

permitted que os custos marginais mudem com os níveis de produção.^{§§} O pesquisador observa uma produção de mercado E_1 e procura identificar se este resultado foi gerado por qual dentre duas hipóteses concorrentes, a saber, um cartel (ou monopólio) de baixo custo \underline{c} ou uma indústria competitiva de alto custo \bar{c} . Após um deslocamento (respectivamente, rotação) exógeno de demanda é observado, o equilíbrio muda para E_2^M ou E_2^C (respectivamente, muda para E_3^M ou permanece em $E_1 = E_3^C$) de acordo com a hipótese verdadeira sobre comportamento das firmas. Colusão é observacionalmente distinta de competição porque a resposta dos preços a choques exógenos de demanda é diferente: enquanto firmas com poder de mercado modificam seus preços de modo a assegurar que receita marginal e custo marginal se igualem, num mercado competitivo preços são iguais a custo marginal.

Modifiquemos agora a hipótese de um monopolista com baixo custo ao permitir potencial entrada que restringe preços. O monopolista doméstico enfrenta uma franja competitiva de altos custos, denotada por I , com oferta perfeitamente elástica para custos marginais $c^I > \underline{c}$. O equilíbrio é então dado por uma destas duas situações (ver figura 2): se o custo marginal de importados c^I é menor que o preço de monopólio na ausência de importações, denotado p^M , o preço de Mercado se iguala a c^I e o monopolista atenderá o mercado doméstico inteiro. Ainda assim, a franja estrangeira terá exercido pressão para baixo nos preços. Alternativamente, se $c^I \geq p^M$, a ameaça de importados é irrelevante e o preço de equilíbrio será p^M , com o monopolista

^{§§} Quando custos marginais variam com quantidade, rotações na demanda identificam conduta (Bresnahan 1982).

atendendo mais uma vez o mercado doméstico inteiro, mas agora sem restrições no apreçamento. O preço de equilíbrio é então:

$$p = \begin{cases} c^I & \text{se } p^M > c^I \\ p^M & \text{caso contrário} \end{cases}$$

onde $p^M = p(q^M)$, $p(q)$ é a demanda inversa e q^M é a quantidade que iguala a receita marginal de mercado $MR(q)$ ao custo marginal do monopolista \underline{c} . Dada a hipótese de que $c^I > \underline{c}$, entrada nunca ocorre.^{***} No preço limite $c^I = p$, enquanto a elasticidade-preço da demanda (residual) enfrentada pelo monopolista é infinitamente alta em valores absolutos, a elasticidade-preço da demanda de mercado, $\eta(q) \equiv \frac{\partial \ln q}{\partial \ln p(q)}$, é finita (e possivelmente inelástica, como ilustrado na figura). Nas vizinhanças deste equilíbrio com restrições, flutuações no custo marginal dos importados, em decorrência de, por exemplo, flutuações na taxa de câmbio, identificam a demanda de mercado, posto que o equilíbrio restrito se move ao longo da curva de demanda.

Neste ambiente com restrições, será que flutuações na curva de demanda de mercado identificam conduta? A figura 3 indica que este não é mais o caso. Mais uma vez o pesquisador observa o equilíbrio inicial E_1 e deseja empiricamente distinguir entre duas hipóteses alternativas: a de um cartel de baixo custo, com custo \underline{c} , e a hipótese de uma indústria competitiva de altos custos \bar{c} (onde a presença de importados é irrelevante). Aqui, preços não respondem diferentemente a choques de demanda

^{***} Claramente, quando $c^I < p^M$, o resultado que importados não realizam vendas depende da hipótese de que a oferta da franja estrangeira é perfeitamente elástica. Esta hipótese serve somente para fazer o argumento metodológico deste trabalho no que diz respeito à presença de restrições não observadas. No caso em que o custo marginal da franja é positivamente inclinado, ao observar entrada, o pesquisador pode facilmente incluir a presença de uma franja no modelo estrutural (como em Suslow (1986)).

exógenos de acordo com a hipótese de conduta. Nas duas hipóteses consideradas, o choque de demanda move o equilíbrio para E_2 , enquanto que uma rotação da curva de demanda ao redor do ponto E_1 não modifica o equilíbrio. Intuitivamente, a ameaça trazida pelos importados restringe a habilidade das firmas com poder de mercado de fixar preços que igualem receitas e custos marginais. Posto de outro modo: as elasticidades-preço de demanda em equilíbrio não são mais informativas, visto que o equilíbrio agora esta no canto da curva de demanda residual que o oligopólio doméstico enfrenta.

Em suma, não existe distinção observável entre a hipótese de um cartel de baixo custo e a hipótese de uma indústria competitiva de custos elevados. Por ignorar o efeito restritivo da ameaça de entrada e por especificar erroneamente o modelo estrutural que reproduz o ambiente estático da figura 1, um pesquisador poderia inadvertidamente tomar a falta de variação de preços em resposta a variações exógenas de demanda como evidência contrária à hipótese de colusão.

Estimação de uma Equação de Apreçamento Estática

A literatura empírica sobre conduta tipicamente assume que o preço observado p e o nível de produção q resolvem um sistema dado pela demanda de mercado

$$q = D(p, Y, \varepsilon^d; \alpha) \quad (1)$$

e pela equação (agregada, digamos) de apreçamento estático:

$$p + \theta q \frac{\partial p(q, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} - c(q, W; \beta) - \varepsilon^s = 0, \quad (2)$$

onde $p(q,.) = D^{-1}(p,.)$ é a demanda inversa, $c(q,.)$ é o custo marginal, Y e W são respectivamente os co-variantes exógenos observáveis de demanda e oferta e ε^d e ε^s são os termos de erro (de média zero), os quais capturam respectivamente os componentes exógenos de demanda e oferta que não são observados pelo pesquisador (e que são ortogonais a Y e W). O pesquisador estrutural, “conhecendo” a forma funcional de $D(p,.)$ e de $c(q,.)$, deseja estimar os parâmetros α (demanda), β (custo marginal) e θ (conduta).^{†††} Uma razão pela qual a especificação (2) tenha ficado tão popular é que esta integra numa só equação as condições de primeira ordem referentes aos modelos oligopolistas de monopólio ou colusão perfeita (onde a firma internaliza a receita infra-marginal agregada e $\theta = 1$) e concorrência perfeita ($\theta = 0$), entre outros modelos (por exemplo, Cournot simétrico, sendo θ o recíproco do número de firmas na indústria).^{†††} A equação de apreçamento (2) pode ser reescrita como o familiar “índice de Lerner ajustado por elasticidade” (ou *mark-up* de preço-custo):

$$\theta = -\eta \frac{p - c}{p}, \quad (3)$$

onde η é a elasticidade-preço de demanda (onde, por simplicidade, os argumentos foram suprimidos e ε^s foi incluído no termo de custo marginal).

^{†††} Exemplos incluem Gollop e Roberts (1979), Porter (1983), Roberts (1984) Suslow (1986), Bresnahan (1987), Brender e Zhang (1990) Parker e Röller (1997), Kadiyali (1997), Wolfram (1999), Nevo (2001), Slade (2004) e Puller (2007). Genesove e Mullin (1998), Clay e Troesken (2003) e Kim e Knittel (2004) estão preocupados em testar a metodologia padrão – ver abaixo.

^{†††} (2) também pode especificada no nível da firma, caso em que o subscrito f é adicionado a c_f e θ_f . Tirando a média das equações de preço no nível das firmas (e ponderando ou não pela fração de mercado atendida por cada firma) obtém-se a equação de preço (2) no nível da indústria, onde θ pode ser interpretada como “o nível médio de colusão na indústria” (Bresnahan 1989). Uma alternativa comum para a versão de (2) no nível da firma substitui a produção da indústria q pela produção da firma q_f no termo de receita infra-marginal. θ_f então corresponde a dq/dq_f , o qual pode ser interpretado como a “variação conjetural” na produção agregada dq imaginada pela firma f ao expandir sua produção por dq_f . Para efeito deste artigo, abstraímos-nos da discussão sobre esta interpretação (ver, por exemplo, Reiss e Wolak (2005)).

A seguir (ou simultaneamente) à estimação da demanda (1) – a qual provê estimativas consistentes de α e portanto de $\frac{\partial p(q,.)}{\partial q}$ – estima-se a especificação de oferta (2) por variáveis instrumentais (VI) ou método geral dos momentos (MGM). Nestes casos, a hipótese de identificação nos diz que:

$$E(Y' \varepsilon^s) = 0,$$

onde os co-variantes de demanda excluídos, Y (incluindo os rotores de demanda a lá Bresnahan (1982)) são supostos ortogonais ao erro ε^s , servindo como instrumentos para $\frac{\partial p(q,.)}{\partial q}$ e para os elementos endógenos de $c(q,.)$.

A metodologia padrão falha na presença de arbitragem feita por importados, pois na medida em que a ameaça de entrada restringe um subconjunto de equilíbrios de mercado, flutuações na curva de demanda serão correlacionadas com o erro na equação estática de apreçamento. Denote agora a solução do sistema dado pela demanda de mercado (1) e a equação de apreçamento sem restrições (2) por p^* e q^* , isto é:

$$(p^*, q^*) = \operatorname{argmax} \begin{cases} q = D(p, Y, \varepsilon^d; \alpha) \\ p = -\theta q \frac{\partial p(q, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} - c(q, W; \beta) + \varepsilon^s. \end{cases}$$

Seja o custo marginal alto (e exógeno – ver nota 9) dado por:

$$c^l = c^l(W^l; \beta^l),$$

onde $c^l > c(D(c^l, .), .)$ para qualquer realização das variáveis exógenas. (Tal condição assegura que não haverá importações em equilíbrio; mais uma vez, isto serve somente para construirmos o argumento metodológico deste artigo sobre a presença de

restrições não observadas ao apreçamento das firmas. Se importações de fato ocorressem, e fossem portanto observadas pelo pesquisador, estaríamos de volta ao mundo de, por exemplo, Suslow (1986)). O lado da oferta do modelo verdadeiro – o processo de geração dos dados – é dado por: ^{§§§}

$$p = \min\left(-\theta q^* \frac{\partial p(q^*, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} + c(q^*, W; \beta) + \varepsilon^s, c^l(W^l, \beta^l)\right) = \min(p^*, c^l). \quad (4)$$

O pesquisador estrutural observa Y e W , e as variáveis dependentes limitadas p e $q = D(p, Y, \varepsilon^d; \alpha)$, mas desconhece da restrição de arbitragem imposta pelas importações $p \leq c^l$ que limita os dados. As variáveis endógenas p^* e q^* são latentes. Em contraste ao DGP, o modelo estimado é:

$$p = -\theta q \frac{\partial p(q, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} + c(q, W; \beta) + \xi^s, \quad (5)$$

onde o erro da equação especificada de modo incorreto é denotado por ξ^s . Existem N observações. Nomeie cada observação i usando a função indicadora

$$\chi_i \equiv 1[p_i^* \leq c_i^l] = 1[\varepsilon^s \leq \theta q^* \frac{\partial p(q^*, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} - c(q^*, W; \beta) + c^l(W^l, \beta^l)]$$

tal que $\chi_i = 1$ corresponde a um equilíbrio de mercado que não é restrito pela ameaça de entrada e $\chi_i = 0$ corresponde ao equilíbrio sob restrições. Quando $\chi_i = 1$, temos que $p_i = p_i^* \leq c_i^l$ e $q_i = q_i^*$, daí que:

^{§§§} É claro a partir de (4) que, ceteris paribus, a probabilidade de que a restrição de arbitragem por importados seja ativa, e assim $p = c^l$, é maior (i): mais colusiva for a conduta, isto é, o maior for θ ; (ii): mais inclinada for a curva de demanda, isto é, o maior for $-q \left(\frac{\partial p(q, \cdot)}{\partial q} \right)$; (iii): maior for o custo marginal da indústria doméstica $c = c(q, \cdot)$; e (iv): o menor for o custo marginal dos importados c^l .

$$(\chi_i = 1) \quad \xi_i^s = p_i + \theta q_i \frac{\partial p(q_i, \cdot)}{\partial q} - c(q_i, \cdot) = p_i^* + \theta q_i^* \frac{\partial p(q_i^*, \cdot)}{\partial q} - c(q_i^*, \cdot) = \varepsilon_i^s. \quad (6)$$

Não obstante, quando $\chi_i = 0$, segue que $p_i = c_i^l < p_i^*$ e $q_i = D(c_i^l, Y, \varepsilon_i^d; \alpha) > q_i^*$. Da condição de segunda ordem (daqui em diante CSO(2)), podemos escrever:****

$$(\chi_i = 0) \quad \xi_i^s = p_i + \theta q_i \frac{\partial p(q_i, \cdot)}{\partial q} - c(q_i, \cdot) < p_i^* + \theta q_i^* \frac{\partial p(q_i^*, \cdot)}{\partial q} - c(q_i^*, \cdot) = \varepsilon_i^s. \quad (7)$$

Claramente, a DGP é uma generalização do modelo estático considerado por Bresnahan (1982); este modelo estático corresponde à situação específica em que $\Pr(p_i^* > c_i^l) = 1$. A especificação teórica (2) que subjaz ao modelo estimado (5) não captura adequadamente as decisões de oferta (4) de uma indústria com poder de mercado que enfrenta tetos de preço. Isto é resumizado na seguinte proposição:

Proposição 1 (*Não identificação do grau de poder de mercado*) Quando a ameaça de entrada restringe as decisões de apreçamento de uma indústria com poder de mercado, o resíduo ξ_i^s na equação padrão de apreçamento é negativamente correlacionado com as variáveis de demanda exógenas excluídas Y :

$$E(\xi_i^s | Y) = 0$$

**** Para ver isto, note que a condição de segunda ordem $\frac{\partial}{\partial q} (p(q, \cdot) - \theta c(q, \cdot)) \leq 0$ e o fato de que $q_i > q_i^*$ implicam que $p_i + \theta q_i \frac{\partial p(q_i, \cdot)}{\partial q} - c(q_i, \cdot) - \varepsilon_i^s < p_i^* + \theta q_i^* \frac{\partial p(q_i^*, \cdot)}{\partial q} - c(q_i^*, \cdot) - \varepsilon_i^s = 0 = p_i + \theta q_i \frac{\partial p(q_i, \cdot)}{\partial q} - c(q_i, \cdot) - \xi_i^s$, onde a primeira igualdade segue da condição de primeira ordem (2) e a segunda igualdade segue por construção de (5).

Consequentemente, estimação via variáveis instrumentais (ou GMM) que utiliza perturbações de demanda Y produz estimativas inconsistentes de conduta e custo.

Prova. De (6) e (7) segue que os erros do modelo estimado são dados por:

$$\xi_{i|Z_i=1}^s = \varepsilon_{i|Z_i=1}^s \text{ e } \xi_{i|Z_i=0}^s = \varepsilon_{i|Z_i=0}^s. \quad (8)$$

Empilhando a amostra total de observações $m \in \{0, 1\}$ e mantendo as hipóteses padrão (i) $E \varepsilon_{i|Z_i=0}^s = 0$ (isto é, o choque não observado de oferta ε^s é ortogonal às variáveis de demanda excluídas Y), e (ii) $Y \geq 0$ (realizações exógenas de demanda são positivas), segue que

$$E \varepsilon_{i|Z_i=0}^s = E \varepsilon_{i|Z_i=1}^s = 0$$

Para simplificar a exposição, denote $X_1 \equiv \frac{p_i q_i}{c_i}$ e $c \equiv c_i, W, \Omega$. Escrevemos então o custo marginal como uma função linear em X_2 , isto é, $c \equiv X_2 \in$, onde X_2 é uma matriz $N \times K$ de variáveis observadas, onde cada uma das K variáveis que entram aditivamente é exógena (uma função dos preços dos fatores) ou endógena (uma função da quantidade e dos preços dos fatores, de tal modo que cada variável aditiva é homogênea de grau 1 nos preços dos fatores).^{†††} Agrupamos então os regressores do modelo estimado em uma matriz $N \times K$, $X \equiv [X_1 \ X_2]$, e os parâmetros a serem estimados num vetor $K \times 1$, $\beta \equiv [a \ \alpha]$. O modelo estimado é então $p \equiv X \beta$. Denote por Z a matriz de instrumentos contendo as variáveis de demanda excluídas

^{†††}Exemplos incluem (i) custo linear ou constante, isto é, $c \equiv W \in$, (ii) custo quadrático, isto é, $c \equiv W_1 \in [W_2 q \in]$, e (iii) tecnologia Cobb-Douglas com parâmetros α_k , ou seja, $c \equiv q \prod_{k=1}^K \frac{1-\alpha_k}{\alpha_k} \alpha_k \frac{W_k}{\alpha_k}$.

exógenas Y e as variáveis exógenas de X_2 , isto é, Z e X_2^{EXOG} . De (8) e das hipóteses de que (i) $E\alpha_2^{EXOG} = 0$, e (ii) $X_2^{EXOG} \otimes 0$ (realizações dos covariantes exógenos do custo marginal são positivos), segue similarmente que $E\alpha_2^{EXOG} = 0$. Então:

$$E\alpha_2^{EXOG} = 0 \quad (10)$$

Assumimos que a condição de posto para obtenção de identificação se aplica (isto é, se Z tem ordem $N \times J$, então $J \geq K$), o estimador de 2SLS é dado por:

$$\hat{\beta} = (Z'Z)^{-1} Z'X \quad (11)$$

Aplicando a lei dos grandes números e os teoremas de Slutsky para cada termo, obtemos que

$$\text{plim} \hat{\beta} = \beta \quad (12)$$




A partir de (10) e do fato de que $E\alpha_2^{EXOG} = 0$, concluímos que $\text{plim} \hat{\beta} = \beta$.

Corolário 1 (Viés para baixo no grau estimado de poder de mercado) Para uma grande classe de especificações de demanda $D(p, \dots)$ e custo marginal $c(p, \dots)$ o verdadeiro grau de mercado μ estará subestimado, isto é,

$$\text{plim} \hat{\mu} < \mu$$

Tenho tentado demonstrar analiticamente o sinal negativo de $(\text{plim} \hat{\mu})$ para

uma grande família de especificações (particionando a expressão matricial (12)). Entretanto, (como a inspeção de (12) indica) a álgebra se torna rapidamente intratável. Por esta razão, minha estratégia para provar o corolário 1 (prova incluída no apêndice) é a seguinte: meu ponto de partida é derivar analiticamente (p_{lim}^*) para o caso algebricamente simples no qual (i) a demanda $D(p, \theta)$ é linear, (ii) o custo marginal $c(p, \theta)$ é constante na quantidade, (iii) a condição de posto cheio para identificação se aplica e $J \geq K \geq 2$, e (iv) os covariantes exógenos de demanda e oferta Y e W são independentes. Procedo então para relaxar cada uma das hipóteses deste caso simples em experimentos de Montecarlo nos quais (i) a demanda é côncava ou convexa (exponencial, por exemplo), (ii) o custo marginal varia com a quantidade produzida (crescimento linear, por exemplo), (iii) existe um grande número de covariantes de oferta (e pode haver sobre-identificação), e (iv) a matriz de covariância dos covariantes não é diagonal ($Cov(Y, W) \neq 0$, por exemplo). Para cada conjunto de dados simulados $s = 1, \dots, S$ (onde $S \geq 2000$ por exemplo), em cada um dos experimentos de Montecarlo planejados, para uma grande variedade de hipóteses, o *parâmetro de conduta para a amostra inteira* (para observações restritas ou não, $m_t \in (0, 1]$) *está abaixo do verdadeiro parâmetro de conduta (num sentido estatisticamente relevante)*. Ou seja, cada um entre uma grande variedade de experimentos gera:

$\frac{1}{S} \sum_{s=1}^S m_t^s$   

A Proposição 1 e seu corolário têm claras implicações para trabalhos empíricos. Considere uma indústria onde firmas têm poder de mercado ($\theta > 0$) e a ameaça têm entrada restringe os preços de equilíbrio para pelo menos uma parte das observações

(ou seja, $Pr\{P_i \leq P_i^0\}$ na amostra disponível). Suponhamos que o pesquisador não perceba este efeito restritivo sobre preços e estime a especificação (5) com os dados, pensando que o DGP é dado por (2), quando na verdade é dado por (4).^{####} Pensando estar impondo $E\{P_i^0 | P_i^0\}$, quando na verdade ele está incorretamente assumindo $E\{P_i^0 | P_i^0\}$, o pesquisador obterá estimativas inconsistentes de conduta e de custo. Para uma grande variedade de especificações de demanda e oferta, o parâmetro de conduta estimado β estaria abaixo de seu valor verdadeiro $\beta^0 = \frac{p^0}{p}$, como definido em (3), subestimando o grau de poder de mercado. Intuitivamente, como a resposta dos preços aos choques de demanda é restrita, o coeficiente em $\frac{p^0}{p}$ será viesado para baixo. Em geral, a menos que o pesquisador esteja de algum modo seguro de que *nenhuma* de suas observações corresponde a um contexto restrito, suas estimativas serão potencialmente inconsistentes. Genesove e Mullin's (1998), em seu teste seminal da metodologia padrão usando dados da indústria de açúcar, provêm um importante exemplo. Eles concluem que a metodologia tem um desempenho razoável ao estimar β (p. 370), mas ainda apresenta um pequeno viés, $\beta - \beta^0$. A Proposição 1 e seu corolário sugerem que, na medida em que a indústria de açúcar estava restrita pela ameaça de

^{####} Note que, estivesse o pesquisador ciente do efeito restritivo sobre preços que possível entrada tem sobre uma parte dos dados, e fosse ele capaz de separar o joio do trigo, em princípio seria possível utilizar a metodologia padrão usando somente as observações não restritas (isto é, modelando a distribuição condicional truncada $f(P_i | P_i \leq P_i^0, Y_i, P_i, W_i, W_i^1; \theta, \theta^0, \theta^1)$). Também se poderia utilizar técnicas de “switching regression” (assumindo, é claro, que nem todas as observações estão restritas). Tipicamente, entretanto, (i) o efeito restritivo de entrada potencial pode passar despercebido quando a entrada de fato não ocorre em equilíbrio (ii) o nível no qual a restrição é ativa é não observado e possivelmente flutuante (por exemplo, no caso da nota de rodapé 2, o nível no qual a autoridade antitruste ladra e morde é de modo algum claro ou estável ao longo do tempo, e possivelmente depende de humores políticos); e (iii) uma condição necessária para identificação do modelo com mudança de regime é que as observações das variáveis exógenas sejam independentes, como o custo marginal dos importados e o custo marginal na indústria doméstica. Quando nos movemos para além da ameaça de importados e consideramos outros tipos de restrições (ver introdução), encontrar instrumentos que na prática resolvam estas dificuldades pode ser muito difícil.

entrada, isto poderia levar a um viés para baixo no grau estimado de poder de mercado.^{§§§§}

3. A Indústria e os Dados^{*****}

O Brasil é o sexto maior produtor de cimento do mundo, tendo produzido aproximadamente 40 milhões de toneladas de cimento entre 1998 e 2000. Como a figura 4 mostra, em 1999, 57 plantas industriais para a produção de cimento estavam espalhadas numa área geográfica pouco maior que a dos EUA.^{††††} Esta distribuição espacial não é uniforme, entretanto. Como os mercados consumidores estão fortemente concentrados na região costeira, especialmente nas mais ricas regiões do sudeste e do sul, a localização das plantas também lá se concentra.^{‡‡‡‡} Os estados do nordeste e do norte do país são parcamente populados e tipicamente cobertos por vegetação nativa. A propriedade da indústria de cimento é também bastante concentrada. As 57 plantas ativas em 1999 eram detidas por apenas 12 firmas no total^{§§§§§}, sendo o grupo

^{§§§§} Genesove e Mullin (1998) reconhecem o potencial restritivo sobre preços de importações potenciais: não obstante muito pouco açúcar refinado ter sido importado para os Estados Unidos nos anos iniciais do “Sugar Trust”, a ameaça de importados europeus afetou os preços lá praticados. Em 1888 e 1894, Havemeyer reconheceu que o apreçamento era feito de modo a evitar importações da Europa (p. 358; o “Sugar Trust” era a maior firma, com uma fatia de mercado de 63%, e Havemeyer era seu presidente). Dada esta grande concentração, a medida direta de poder de mercado $\frac{p \cdot \epsilon}{p}$ (que provem de uma margem de preço sobre custo bastante baixa $\frac{p \cdot \epsilon}{p}$, e uma moderada elasticidade ϵ de aproximadamente -1,05 para a maior parte do ano) é surpreendentemente baixa (o que é atribuído pelos autores à ameaça de entrada).

^{*****} Esta seção cobre algumas características chave da indústria brasileira de cimento e dos dados. Reservamos para a *Seção Suplementar* outras considerações desta indústria, bem como uma descrição mais detalhada dos dados e de seu tratamento.

^{††††} Com uma população total dois terços da Americana, o consumo de cimento per capita no Brasil é de 232 kg, enquanto que nos EUA atinge 415 kg. (SNIC 2002).

^{‡‡‡‡} A República Federativa do Brasil é uma federação de 27 estados. Os estados costeiros são aqueles dispostos em sentido horário do ponto mais ao norte – no estado do Amapá (AP) – ao ponto mais ao sul – no estado do Rio Grande do Sul. A longa costa atlântica tem 7.491 km (4.655 milhas).

^{§§§§§} Nos anos noventa, assistiu-se a uma crescente consolidação dos ativos da indústria, particularmente entre 1995 e 1997. Nestes anos, houve grande crescimento do consumo de cimento, como é descrito abaixo. Não

Votorantim a maior delas com domínio de 41% do mercado. O Grupo João Santos (GJS) vem em Segundo com 12%, sendo seguido dos grupos Holcim e Lafarge, com respectivamente 9% e 8%. Como a figura 5 indica, este panorama nacional esconde muitas variações intra-estaduais.

A indústria brasileira de cimento experimentou dois períodos distintos na década de 1990. Até meados de 1994, quando a taxa de inflação era muito alta e o crescimento econômico baixo, o consumo de cimento estava estagnado em 25 mtpa. Com o sucesso do plano Real em julho de 1994, o consumo de cimento se recuperou a uma taxa de 10% ao ano, atingindo 40 mtpa no biênio 1998-99 graças ao boom (exógeno à indústria de cimento) sofrido pelo setor de construção civil^{*****}. De fato, graças à prática nesta indústria de investir em capacidade ociosa, as firmas foram capazes de satisfazer a crescente demanda.^{†††††}

Dada a curta vida em prateleira do cimento, as firmas produzem para consumo imediato. O transporte de cimento das plantas produtoras para revendedores de mercados locais é majoritariamente via rodoviária - e não via fluvial ou ferroviária. De modo semelhante a outras nações em desenvolvimento, e em contraste com nações desenvolvidas, 80% do volume produzido é embarcado em sacos para revendedores

obstante, comparando os anos de 1991 e 1999, vemos um decréscimo no número de firmas operando nesta indústria: de 19 para 12.

^{*****}O grande decréscimo na taxa de inflação trazido pelo Plano Real reduziu as transferências da iniciativa privada para o governo (na forma de imposto inflacionário). Em particular, uma grande massa de indivíduos de baixa renda sem acesso a instrumentos de proteção monetária – como aplicações de poupança com reajustes indexados a indicadores de nível de preço – assistiu a um grande crescimento no seu poder de compra. Dada uma grande propensão ao consumo, isto impulsionou a demanda por bens de consumo – notavelmente produtos alimentícios, de vestuário, bens duráveis e moradia.

^{†††††}A utilização de capacidade tipicamente flutua em torno de 65%. Como eu brevemente discuto, a indústria doméstica foi capaz de manter o fluxo de importados sob risco até mesmo durante o grande crescimento entre 1995 e 1997. Também durante este período, uma grande apreciação da moeda local foi acompanhada por uma queda nos preços domésticos de cimento. Houve aumento de capacidade majoritariamente em plantas já existentes: nos anos 90, somente 4 novas plantas foram construídas (refiro-me às inteiramente integradas, compreendendo fontes de calcário, forno industrial e moinho de trituração), todas por firmas já estabelecidas.

que então repassam a mercadoria para compradores individuais; e somente 20% são transportados de forma bruta diretamente para os consumidores, usualmente firmas de cimento instantâneo, grandes firmas empreiteiras ou produtores de concreto.

O papel dos Importados no Brasil

O cimento importado (incluindo o produto intermediário – *clínquer*⁺⁺⁺⁺⁺) constitui pequena parcela do consumo doméstico. Como mostrado na figura 6, no período de 1989 a 2003, esta parcela não passa de 3% do consumo entre todas as regiões do Brasil. Este baixo percentual contrasta com a enorme penetração de importados no caso dos EUA. Carlsson (2001) reporta que os importados representam uma substancial e crescente parte do mercado americano, oscilando entre 10% e 17% do consumo doméstico desde 1985 (p. 7). A fração de importados em alguns mercados costeiros dos EUA atinge valores como 30% (exportados de regiões tão distantes como o Sudeste Asiático).^{§§§§§}.

Pequena em comparação com o seu equivalente americano, a limitada penetração de importados nos (essencialmente costeiros) mercados brasileiros esconde seu papel restritivo sobre preços. As reformas liberalizantes sobre comércio internacional do início dos anos 1990 abriram as portas para a ameaça de entrada de importados. Dois fatos estilizados são consistentes com a ameaça imposta pelas importações. Primeiramente, o preço do cimento em moeda local (reais) é fortemente

⁺⁺⁺⁺⁺O clínquer é o principal componente do cimento comum.

^{§§§§§}Não obstante os instáveis preços, o desenvolvimento de trato e transporte marítimos a partir da década de 1970 viabilizou o comércio de cimento entre regiões com acesso marítimo (Dumez e Jeunemaître (2000) desenvolvem um histórico do assunto). Quanto às exportações de cimento dos EUA para o Brasil, a via marítima representa menos de 1% da produção doméstica (a tendência, entretanto, é de aumento).

correlacionado com a taxa de câmbio.

Para esclarecer este ponto, a figura 7 mostra a evolução dos preços de cimento no estado do Rio Grande do Sul – onde a maior firma detém 55% e as duas maiores 84% em 1989 – tanto em dólares como em reais. Não obstante grandes flutuações na taxa de câmbio, o preço doméstico do cimento expresso em dólares é bastante estável.***** †††††† Em segundo lugar, entre mercados, os preços do cimento aumentam quanto maior for a distancia ao litoral. Entretanto, não tomo nenhuma destes fatos estilizados como evidência *prima facie* de que potenciais importados restringem preços. A razão é que tais fatos estilizados também poderiam ser explicados por estórias alternativas, tais como preços dos insumos (óleo, por exemplo) serem fixados em dólares no mercado internacional (para o primeiro fato estilizado) e produtores incorrendo em maiores custos de transporte para distribuir cimento em áreas esparsamente povoadas (para o segundo fato estilizado). A estimativa de uma baixíssima elasticidade-preço de demanda em equilíbrio, somada a uma alta margem de preço sobre custo, e sustentada por evidência coletada em entrevistas, serão os

***** Até janeiro de 1999, o Brasil tinha um regime de câmbio fixo e sobrevalorizado. O câmbio tornou-se flutuante em meio a uma crise cambial, sofrendo depreciação de quase 70% face ao dólar e depois se recuperando parcialmente. Em 2001 houve outro período de forte instabilidade cambial (comumente atribuído à instabilidade cambial da vizinha Argentina). O mesmo ocorreu na segunda metade de 2002, mas agora devido às incertezas relativas à eleição presidencial. A relativamente constante evolução dos preços domésticos no Brasil (computados em dólar) é consistente com os importados americanos fixando um teto de aproximadamente US\$6 ou US\$7 por sacco (este é o equivalente ao parâmetro c^I calculado em dólares na Seção 2). O fato de que produtores domésticos demoram de 6 a 12 meses para elevar os preços domésticos de volta ao teto de preço em dólares após grandes e inesperadas desvalorizações da moeda local parece indicar a existência de fricções em reajustes de preços (talvez porque a indústria esteja receosa de atrair publicidade negativa).

†††††† Para ilustrar: o analista de ações Zaghen (1997) escreve que: (a) não obstante as importações representarem somente 1,6% do total consumido no Brasil em 1995, a saber, 451,3 toneladas, isto representa uma ameaça constante aos produtores domésticos, pressionando para baixo os preços domésticos e impondo um teto de preço de US\$ 70 por tonelada (p. 24). (O autor refere-se ao preço de chegada de importados nos portos de entrada.) Evidência adicional de que os produtores domésticos eram ameaçados pelos importados é o seu bem sucedido *lobby* junto às autoridades antitruste para o estabelecimento de medidas antitruste. Concretamente, em meados da década de 1990 foi estabelecida uma tarifa de importação de 23% a incidir sobre cimento da Venezuela e do México, os quais chegavam via transporte rodoviário nas regiões norte e nordeste do país.

elementos chave para minha afirmação de que a ameaça de importados de fato restringia preços domésticos.

Dados Disponíveis: Fluxos de Cimento Destinados ao Mercado e Custo Marginal de Entrega.

No que se refere à demanda, observo consumo mensal de cimento e preços ao consumidor (isto é, preços de revenda) para cada um dos 27 estados de 1991 a 2003. Como *proxies* para a demanda exógena de cimento, utilizo séries alternativas de atividade econômica, tanto no setor de construção civil como no agregado de vários setores da economia.*****

A característica realmente distintiva dos dados está no lado da oferta. De modo bem pouco usual, observo *o despacho de cimento de cada planta para cada estado*, o que me possibilita mapear o fluxo de cimento da planta para o consumidor. Observo então o nível no qual cada firma (dada a observação de qual firma detém cada planta) oferta (ou deixa de ofertar) cada mercado local (estado). Para calcular o custo marginal de entrega de cada par planta-mercado pelo tempo, combino despachos de cimento para cada mercado com (i): características no nível da planta (por exemplo: localização, capacidade, número e idade dos fornos, tipo de combustível usado e a proporção do número de despachos em sacos no total de despachos); (ii): estimações de produção (dada a simples tecnologia de coeficientes constantes na produção e distribuição de

*****Não obstante ser o cimento insumo fundamental para construções, este representa uma parcela pequena dos gastos. Assim, é típico na literatura tomar os choques sobre a demanda de cimento gerados pela construção civil como exógenos (por exemplo, Syverson (2004) utiliza nível desemprego na construção civil como instrumento).

cimento); (iii): preços no mercado local (por exemplo, óleo combustível, carvão, eletricidade, salários e custo de fretagem).

Alguns comentários se fazem necessários: mesmo que sem observar as tarifas de frete pagas pelos produtores de cimento, utilizo como *proxies* dados sobre as tarifas de frete para commodities agrícolas coletadas no período de 1997 a 2003 para milhares de diferentes rotas através do Brasil.^{§§§§§§§§} De modo similar, não observo os preços do produtor, mas consigo recuperá-los a partir de preços ao consumidor (o que é feito descontando o ICMS, após assumir que revendedores são perfeitamente competitivos).^{*****} Custos marginais de entrega incluem pois toda a cadeia de oferta, desde o produtor de cimento até o revendedor final, incluindo atravessadores: além do custo marginal *na planta*, o custo marginal total *da planta ao mercado* inclui frete da planta ao mercado, ICMS e a margem do revendedor.^{††††††††}

A figura 8 representa os preços do cimento (em reais de dezembro de 1999 para o saco de 50 kg)^{††††††††}, consumo de cimento e atividade na construção civil de janeiro de 1991 a dezembro de 2003 para o maior mercado (o estado de São Paulo). O mês no qual o plano de estabilização iniciou-se, julho de 1994 (mês 43), é marcado em cada gráfico com uma linha pontilhada. Após a suspensão dos controles de preços em Novembro de 1991, os preços aproximadamente dobraram, mantendo-se em elevados patamares entre R\$ 14 e R\$ 16 até 1994. De 1994 a 1996, os preços declinaram

^{§§§§§§§§}O transporte de, digamos, soja ou maizena são substitutos próximos na oferta de frete de cimento (ver Soares e Caixeta Filho (1996)). Mais sobre este ponto na *Seção Suplementar*.

^{*****}A hipótese de que há competição entre revendedores foi gerada a partir de várias entrevistas de campo realizadas com agentes de vendas junto a produtores e compradores finais junto a revendedores. Também pude verificar esta hipótese ao, por exemplo, comparar os preços do produtor recuperados com preços de entrega que eu pude obter diretamente de alguns produtores.

^{††††††††}Argumento também que meus cálculos de custo marginal podem estar na verdade superestimados. Isto, no entanto, só reforça os resultados sobre conduta.

^{††††††††}Uso um índice geral de preços (IGP) a nível agregado. Devido ao alto índice de inflação nos primeiros 42 meses (num total de 156) na amostra, tomei particular cuidado na conversão de preços correntes para preços reais. (A figura 7, em contraste, apresenta os preços correntes).

gradualmente até R\$ 7, crescendo paulatinamente desde então. O alto crescimento do consumo nos primeiros dois anos após o plano de estabilização, de um nível de 600 mt para 1000 mt, puxado por um boom na construção civil, é evidente a partir das figuras.

Representamos também alguns preços de fatores. É digna de nota a alta correlação na fase pós-estabilização entre o preço de cimento e os preços dos óleo diesel e combustível.^{§§§§§§§§} Isto é esperado pois (i) tendo em vista minha afirmação de que a ameaça de importados impõe um teto nos preços de cimento (em reais), não surpreende que o preço de cimento em reais tenha alta correlação com a taxa de câmbio, e (ii) óleo é uma *commodity* global e a política para o setor combustível da segunda metade da década de 90 prescrevia que o preço doméstico do óleo variasse com o preço mundial (e portanto com o câmbio).

Observações sobre a Margem de Preço sobre Custo

Com respeito à lucratividade das firmas, a figura 9 mostra a evolução dos preços médios ao consumidor, custo marginal e margem de preço sobre custo para a firma líder de mercado (a Votorantim) em reais constantes por saco. Preços e custos marginais têm crescido desde o fim de 1996, sendo o crescimento dos últimos devido grandemente a aumentos no preço do óleo combustível e do diesel (para frete) e ao fato de que o ICMS é proporcional ao preço da transação (relembre que os custos dizem respeito à cadeia inteira de oferta). A situação é semelhante entre diferentes firmas. Em

^{§§§§§§§§} Óleo combustível e óleo diesel, usados respectivamente na produção e no transporte de cimento, são os principais componentes de custo. A partir de julho de 1994, os coeficientes de correlação (todos altamente significativos) são os seguintes: 0,72 entre preço do cimento (em dólares) e a taxa de câmbio (em dólares); 0,86 entre o preço do cimento e o preço do óleo combustível; 0,77 entre o preço do óleo combustível e a taxa de câmbio.

suma, a indústria possui grande poder de mercado, não obstante a ameaça a ameaça de competição de importados. Entre produtores, entre estados e variando com o tempo, a margem de preço sobre custo como proporção do preço ao consumidor situa-se entre 25% e 45% (o equivalente entre 40% e 65% como proporção do preço do produtor descontado o ICMS).*****

4. Estimando Demanda e Conduta na Indústria Brasileira de Cimento

4.1 Um Roteiro

A Seção 4.2 estima a demanda em cada mercado local (estado), obtendo elasticidades-preço de demanda bastante baixa, na ordem de -0.5. Tais baixas elasticidades de mercado são sistemáticas entre mercados locais, incluindo mercados em que a maior firma chega a dominar 80% das vendas. Duas outras possibilidades surgem para explicar porque uma indústria enfrentando tão baixa elasticidade não reduz seus níveis de produção para aumentar preços ate um ponto de maior elasticidade.†††††††††† (i) comportamento estratégico entre firmas já estabelecidas é tal

***** Eu conduzo dois testes de robustez dos custos marginais estimados e de suas respectivas margem de preço sobre custo. O primeiro destes testes é baseado em dados com grau de detalhamento fora do usual: referem-se à atividade da multinacional Cimpor e detalham a linha de negócios em cada país de operação. O segundo teste é baseado em dados contábeis retirados de uma amostra de firmas da indústria de cimento coletada pelo IBGE como parte das séries da Pesquisa Industrial Anual (PIA).

†††††††††† Uma terceira possibilidade remete a uma classe muito especial de modelos de competição espacial, à lá Hotelling-Salop, onde firmas escolhem somente um preço final e não podem discriminar espacialmente. A natureza restrita deste apreçamento garante que uma baixa elasticidade-preço de demanda não se traduza em uma baixa elasticidade-preço de demanda enfrentada pela firma. Ver XXXXX (2005).

que existe pouco poder de afetar preços,⁺⁺⁺⁺⁺ ou (ii) preços são restritos pelo comportamento potencial de outros agentes que não consumidores (demanda de mercado) ou firmas já estabelecidas, como entrantes ou reguladores. Pela primeira alternativa, uma indústria enfrentando demanda tão inelástica não seria capaz de diminuir sua produção de modo a aumentar preços porque a competição entre produtores já estabelecidos pressiona preços para baixo na direção dos custos marginais. Entretanto, eu rejeito que haja forte competição a partir das margens de preço sobre custo, chegando próximo de 50% dos preços do produtor. A segunda explicação é a hipótese aceita. Enquanto que a demanda de mercado em equilíbrio é inelástica, a demanda residual que a indústria doméstica enfrenta no teto de preço imposto pelos importados de maior custo e bastante elástica.^{§§§§§§§§} Tentativas de aumentar preços acima do teto pela indústria doméstica, a qual já goza de uma grande margem de preço sobre custo, iriam tão somente incentivar a entrada de firmas estrangeiras.^{*****} Esta hipótese de arbitragem por importados é apoiada por um rico anedótico e por farta evidência de entrevistas. Também é consistente, como

⁺⁺⁺⁺⁺ Por exemplo, comportamento competitivo ou baixa concentração garantem que qualquer firma internalize somente uma pequena fração do benefício agregado (do grande aumento de preço) que resultaria de uma pequena redução na produção (portanto em equilíbrio o preço se mantém num nível consistente com a demanda agregada sendo inelástica).

^{§§§§§§§§} Quando demanda, custos e conduta de mercado (ou seja, os parâmetros estruturais do processo de geração de dados) são tais que o limite superior sobre preços é ativo, a demanda de Mercado se torna inelástica, como no caso de um monopólio restrito (ver figura (monopólio)).

^{*****} Outros estudos sobre cimento encontraram baixas elasticidades-preço de Mercado. Por exemplo, Röller e Steen (2006) encontram uma elasticidade de -0,46 para a Noruega, enquanto que Jans e Rosenbaum (1996) reportam uma elasticidade-preço média de -0,81 para 25 mercados regionais nos EUA. É concebível que nestes mercados os importados também restrinjam oligopólios domésticos. A explicação comumente aventada para estas baixas elasticidades é a de que o cimento representa uma pequena fração dos orçamentos de construção civil e a de que este não tem substitutos próximos (exceto para construção de rodovias, em que asfalto é um substituto próximo). Ainda que ajude a explicar a alta inclinação da curva de demanda inversa, isto não explica a alta inclinação *em equilíbrio*. Deve-se explicar ainda porque uma indústria, enfrentando uma demanda tão inelástica no preço de mercado, não diminui sua produção de modo a aumentar preços e então mover-se *ao longo* da curva de demanda para um ponto de maior elasticidade.

argumentado na Seção 3, com a alta correlação entre preços de cimento e a taxa de câmbio.

Neste contexto com restrições, a Seção 4.3 ilustra a pobre performance dos métodos tradicionais de estimação de oferta. Assumindo que os custos são desconhecidos, eu ignoro o efeito latente de importados e imponho condições regulares sobre momentos para identificação da equação padrão de apreçamento. O parâmetro de conduta é estimado próximo de zero e os custos são estimados próximos dos custos, erradamente sugerindo que a indústria de cimento brasileira é competitiva. Estimativas da verdadeira margem de preço sobre custo são severamente viesados para baixo. Intuitivamente, a restrição pro-competitiva subjacente imposta pelos importados de *alto custo* nas decisões de oferta das firmas domésticas é erroneamente interpretada como uma restrição competitiva imposta pelos rivais domésticos de *baixo custo*.

Finalmente, a Seção 4.4 usa observações do custo marginal para mostrar que o comportamento no nível da firma é consideravelmente mais colusivo se comparado ao obtido num Cournot simples. Encontro também que as firmas no mercado brasileiro de cimento tacitamente dividem mercados geográficos. Tendo em vista a restrição trazida pelos importados, o teste que proponho usa dados no nível da oferta das firmas para cada mercado local para impor um limite inferior mais preciso no grau de colusão na conduta das firmas se que o obtido usando-se somente dados agregados no nível de mercado.

4.2 Demanda

Existem L mercados (geográficos, identificados com os estados da federação

brasileira), indexados por $l = 1, \dots, L$. l plantas estão espalhadas nestes L mercados, indexadas por $i = 1, \dots, l$. Seja $i = 0$ o índice da ranja agregada de fornecedores estrangeiros. O fluxo de cimento está contido num conjunto de L matrizes, uma matriz para cada período de tempo t , onde cada elemento q_{ilt} denota a quantidade de cimento enviada pela planta i para consumo no mercado l naquele período. Seja q_{lt} o total de despachos para o mercado l no t , isto é, o consumo naquele mercado. Segue então que $q_{lt} = \sum_{i=1}^l q_{ilt}$. A demanda em cada mercado l é:

$$q_{lt} = D_l(p_{lt}, Y_{lt}, \theta_l, \epsilon_{lt}) \quad (13)$$

onde p_{lt} é o preço do cimento para o consumidor, Y_{lt} são as variáveis exógenas que deslocam a demanda (ou seja, atividade de construção), θ_l são parâmetros serem estimados específicos a cada mercado e ϵ_{lt} é termo de erro.

A estimação de (13) deve resolver a possível endogeneidade dos preços. A escolha dos instrumentos depende do fato de a restrição sobre preços gerada pelos importados ser ou não ativa, o que por seu turno depende no comportamento das firmas domésticas. Existem portanto duas situações a se considerar.

Identificação 1: Restrição de Arbitragem Gerada por Importados é Ativa no Equilíbrio da Indústria.

Na prática, dada a presença de fricções, os preços de cimento não serão exatamente iguais ao custo marginal dos importados c^l . Os preços e c^l devem, entretanto, ser fortemente correlacionados. Como mencionado na Seção 2 (retome o

painel direito na figura 2), flutuações em c^I permitirão rastrear a curva de demanda (assumindo que c^I não aumenta quando os importados não são mais restrição ativa). c^I é uma função de fatores como a taxa de câmbio, preço mundial de combustíveis (usado na produção de clínquer no estrangeiro e no transporte de cimento), tarifas e taxas portuárias e o frete doméstico para o consumidor (este último muito correlacionado com preço doméstico do óleo diesel). Os fatores observados tais como a taxa de câmbio, o preço mundial do óleo e o preço doméstico do óleo diesel (todos em reais em termos constantes) podem instrumentalizar preços na estimação de (13) (com a hipótese de identificação de que estes fatores não se correlacionam com os choques não observados e específicos a cada mercado sobre sua demanda ϵ_{it}^d).

Na medida em que o componente de fricção nos preços de cimento – isto é, a parte de p não determinada por c^I – é ortogonal a ϵ_{it}^d , estes preços podem ser tratados como predeterminados e (13) pode ser estimada por MQO.††††††††††

Identificação 2: Restrição de Arbitragem de Importados Não é Ativa no Equilíbrio da Indústria

Quando os importados não restringem os preços domésticos, os deslocadores de custo tradicionais podem ser usados como instrumentos para preços. Estes incluem

†††††††††† O modelo que eu tenho em mente quando importados restringem preços domésticos é o seguinte: o preço de cimento p é determinado pelo custo marginal dos importados c^I e um componente de fricção ζ , i.e., $p = c^I + \zeta$. O econométrico observa alguns deslocadores de custo V_1 mas não outros, V_2 , onde $c^I = \gamma_1 V_1 + \gamma_2 V_2 + \epsilon$, γ_1 e γ_2 são parâmetros. Sob a hipótese de identificação de que $E(\epsilon | V_1) = 0$, V_1 (por exemplo, a taxa de câmbio) pode ser usado como instrumento para preços na estimação de (13). Adicionalmente, se $E(\zeta | V_2) = 0$ (e claramente $E(\zeta | V_1) = 0$ também), a equação (13) pode ser estimada consistentemente via MQO.

preços dos fatores (preço de óleo para forno como óleo combustível e carvão, preço de eletricidade (que afeta o preço da moedura) , preço de óleo diesel (que move o preço do frete) e salários (os quais impactam o custo de frete e também de produção) e outros deslocadores de oferta como capacidade da planta (posto que mudanças na escala impactam custos marginais).

Especificação de Demanda

Eu estimo especificações paramétricas alternativas para a curva de demanda no nível de Mercado (13), tais como a forma log-linear^{*****}:

$$\log q_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{it} + \alpha_3 \log p_{it} + \alpha_4 Y_{it} \log p_{it} + \frac{\alpha_5}{Y_{it}} \quad (14)$$

A inclusão de um termo de interação entre os preços (em log) e a variável exógena de demanda, $Y_{it} \log p_{it}$, roda a curva de demanda (em log) – adicionalmente ao deslocamento, através do termo de nível Y_{it} . Pela discussão acima, (14) é estimada, para cada mercado local, por (i) MQO, (ii) MQ2E usando a taxa de câmbio e outros preços relevantes para o custo marginal e (iii) MQ2E usando preços dos fatores como instrumentos. Estes três conjuntos de resultados estão apresentados na figura 10 para o

*****Alguns comentários sobre os resultados devem ser feitos (ver a *Seção Suplementar* para mais detalhes): (i) as estimativas da especificação loglinear apresentada são robustas à escolha de formas funcionais alternativas; (ii) eu provejo estimativas detalhadas para o maior dos mercados (o estado de São Paulo) e depois mostro que os resultados seguem um padrão comum entre os estados; (iii) para cada mercado existem 156 observações mensais, de janeiro de 1991 a dezembro de 2003; (iv) três *dummies* trimestrais são incluídas com vistas a capturar a sazonalidade das vendas; (v) baixas elasticidades são robustas se utilizarmos os dados após a estabilização (as últimas 114 observações); e (vi) os erros padrão são robustos a heterocedasticidade e auto-correlação (Newey-West erros com primeira defasagem). A *Seção Suplementar* discute testes de especificações, de heterocedasticidade e correlação serial, das restrições de sobre-identificação, como também realiza outros testes de robustez (usando painel de VI com efeitos fixos, revertendo a variável dependente). Para verificar se a sobre-identificação produz eficiência ao custo de introduzir inconsistência, eu reestimo as regressões básicas usando um subconjunto do conjunto de instrumentos, para obter elasticidades similares – ver regressões (II B) e (III B) na figura 10.

estado de São Paulo (*SP*), denotado respectivamente como MQO, VI com importados ativos e VI sem importados ativos. A maioria dos coeficientes estimados é significativamente diferente de zero, muitos num nível de significância de 1%. O termo de interação é negativo e altamente significativo: a curva de demanda (em logs) roda em sentido anti-horário à medida que a demanda exógena se expande. Tomando os valores médios da demanda exógena nos períodos pós e pré-estabilização ($\bar{Y}_{SP,pre} = 2883$ e $\bar{Y}_{SP,post} = 3338$), a elasticidade-preço de mercado da demanda durante o período pré e pós-estabilização vem a ser (inelásticos) -0,17, subindo para -0,33 durante a fase pós-estabilização. Assim, quando os preços da economia se estabilizaram e ocorreu um aumento exógeno de em média 16% na demanda por cimento, a elasticidade-preço dobrou de -0,2 para -0,4. A figura 11 apresenta a demanda estimada avaliada nas médias das fases pré e pós estabilização. Adicionalmente aos estados de São Paulo (*SP*), representamos graficamente nossos resultados para os outros três maiores mercados: os estados de Minas Gerais (*MG*), Rio de Janeiro (*RJ*) e Bahia (*BA*). Novamente, quando a estabilização ocorre e a demanda exógena cresce, a curva de demanda se desloca para fora e roda em sentido anti-horário. Isto sugere que ha um padrão típico entre estados.

Resultados por Estado

A figura 12 sumariza os resultados para 17 estados, da regressão (II), novamente usando a amostra inteira (fases pré a pós estabilização). Eu retiro da análise 10 estados parcamente povoados da região noroeste do país para diminuir erros de

mensuração.^{§§§§§§§§§§} O padrão é similar e consistente com os resultados reportados para o estado de SP. Avaliando a demanda exógena no seu valor médio na fase pós-estabilização, a elasticidade-preço de demanda é negativa para todos os 17 estados, e significativa a um nível de significância de 1% em 15 estados. As elasticidades no período pós-estabilização variam de um mínimo (em valor absoluto) de -0,14 a um máximo de -0,72, com uma média de -0,41 e um desvio padrão de 0,14. As elasticidades são baixas ate mesmo em estados onde a oferta de cimento é altamente concentrada, como em Santa Catarina (SC), onde a maior firma domina 78% do mercado (em 1999). A elasticidade-preço média na fase pré-estabilização é negativa em 16 de 17 estados, sendo significativamente diferente de zero em 9 num nível de significância de 10% ou mais. A elasticidade-preço média do período pré-estabilização entre estados é menor: -0,22.

Em suma, qualquer que seja o tipo de instrumento para preço utilizado (ou usando preços propriamente ditos, com MQO) – sendo que a escolha dos mesmos depende de ser a restrição trazida pelos importados ativa ou não – estimamos elasticidades-preço de demanda bastante baixas, na ordem de -0,5.

4.3 Metodologia Padrão: Estimativas Inconsistentes de Oferta

Procedo estimando uma equação de preços como (2), como é padrão na

^{§§§§§§§§§§}Para efeito de comparação, a firma de pesquisa de mercados globais ACNielsen, há muito estabelecida no Brasil, não audita os estados de selva devido a suas características geo-demográficas pouco usuais. Estes 10 estados representam 60% da área do país, mas somente 11% da sua produção de cimento. Note, entretanto, que quando mais tarde analisarmos as decisões de oferta para os 17 mercados consumidores restantes, consideraremos abastecimento vindo de plantas em todos os 27 estados.

literatura empírica sobre poder de Mercado.^{*****} De modo a completar a especificação do modelo econométrico estrutural, defino os custos da planta i como

$$C_{it} = C(q_{it}, \mathbf{q}_{it}, W_{it}, V_{it}, \beta_{it}, \epsilon)$$

onde $q_{it} = \sum_{l=1}^L q_{ilt}$ denota os despachos agregados da planta i para os l (ou seja, sua produção), o vetor W_{it} são os preços pagos pelos fatores e V_{it} são outras variáveis exógenas que deslocam a oferta. Note que os custos não somente dependem no total de despachos daquela planta, q_{it} , mas também no destino dos mesmos $\mathbf{q}_{it} = (q_{i1t}, q_{i2t}, \dots, q_{iLt})'$. Isto se deve aos fatores específicos de cada mercado, como custos de frete. ϵ é um vetor de parâmetros comuns a ser estimado e β_{it} é o termo de erro específico à planta i . As I plantas são propriedade de F firmas, indexadas por $f = 1, \dots, F$. Defina O_{ft} como o conjunto de plantas de propriedade da firma f no mês t . Escrevendo a demanda no nível do mercado (13) na forma inversa $p_{lt} = p(q_{lt}, \cdot)$, no período t a firma f então resolve:

$$\max_{\{q_{ilt}\}_{i \in O_{ft}}} \sum_{i \in O_{ft}} \left[p(q_{lt}, \cdot) \left(\sum_{i \in O_{ft}} q_{ilt} \right) \right] - \sum_{i \in O_{ft}} C(q_{it}, \mathbf{q}_{it}, \cdot)$$

Em palavras: a firma f escolhe os despachos de cada planta de sua propriedade para cada mercado de modo a maximizar seus lucros, os quais correspondem à diferença entre a soma da receita de todos os mercados e a soma dos custos de todas as plantas. Denote as derivadas da demanda inversa e das funções custo com respeito

^{*****}Eu agora ignoro o modelo verdadeiro (4) e estimo o modelo (5) com $E(\epsilon_{it}^2) = 0$. Como tomo a perspectiva de um pesquisador que não observa o efeito restritivo sobre preços trazido pelos importados, pensando que ele especifica (2) com $E(\epsilon_{it}^2) = 0$, refiro-me aos erros da equação de apreçamento por β_{it} e não ϵ .

a q_{lt} e q_{ilt} por p_{1l} e c_{il} , respectivamente. Seguindo Bresnahan (1989), das condições de primeira ordem da firma multi-plantas f com respeito aos despachos de sua planta i no mercado l , isto é, q_{ilt} , obtemos a seguinte equação de apreçamento para a planta i no mercado l :

$$p_{lt} = p_{1l} q_{ilt}^{\beta} Y_{lt}^{\alpha} \frac{1}{\beta} q_{ilt}^{\beta-1} \frac{1}{\beta} c_{il} q_{ilt}^{\beta-1} W_{it} V_{it} \frac{1}{\beta} \frac{1}{\beta}$$

onde β é o parâmetro de conduta no nível da firma. Para q_{ilt} (isto é, solução interior) e especificando um erro econométrico aditivo na equação de apreçamento, pode-se implementar esta equação de apreçamento da seguinte forma:

$$p_{lt} = \beta \frac{p_{1l}}{\beta} q_{ilt}^{\beta-1} \frac{1}{\beta} c_{il} q_{ilt}^{\beta-1} W_{it} V_{it} \frac{1}{\beta} \frac{1}{\beta} \quad (15)$$

No que segue, apresento os resultados da estimação que correspondem ao equivalente no nível de mercado às equações de apreçamento no nível da firma (15).¹¹ Tendo em vista a tecnologia de produção com coeficientes constantes, especifico o custo marginal médio de mercado c como sendo linear na média dos preços dos fatores W_{it} (os quais são óleo combustível, carvão, eletricidade, trabalho e frete)¹² e constante na quantidade (mesmo que em outras especificações eu também permiti que o custo marginal médio variar com a quantidade). O custo se

¹¹ Como mencionado na nota 11, a equação de nível de mercado deve ser vista como uma média das equações de apreçamento das firmas. Devida à falta de dados no nível da firma, muitos estudos empíricos em OI não têm escolha senão estimar a equação no nível de mercado. Mesmo que tendo o luxo de observar dados no nível das plantas, eu escolho aqui seguir o padrão de modo a simplificar a exposição. De modo importante, estimei a equação de apreçamento no nível da firma e garanti a robustez das conclusões do que vem a seguir.

¹² O preço médio dos fatores, por exemplo, de eletricidade, para um dado Mercado é calculado como o preço médio daquele fator pago pelas plantas que alimentam aquele mercado (ponderado pelo volume de produção enviado para lá). O efeito sobre preços dos combustíveis para o forno (carvão óleo combustível) depende dos preços médios do óleo e o uso médio deste combustível na produção de cimento de fato enviada para um mercado específico (por exemplo, dada a localização das minas de carvão no sul do país, os preços do carvão têm um efeito maior sobre o custo de cimento nas plantas localizadas ao sul). O preço médio do frete das plantas para um mercado é modelado o como o produto da distância média das plantas para este mercado (ponderado pelo volume enviado) e um índice de preços para transporte (baseado fortemente no preço do óleo diesel).

desloca de acordo com a média ponderada (pelo tamanho do carregamento) do tamanho e da idade das plantas V_{it} . Assim, o custo marginal em um mercado servido por plantas de alta capacidade deve ser menor. Finalmente, uma *dummy* é incluída para capturar os controles de preço correntes nos 10 primeiros meses de 1991: isto pode ser visto como um deslocador adicional da curva de oferta V_{it} . A equação de apreçamento no nível de mercado é então:

$$p_{it} = \alpha + \beta \frac{p_{it}}{q_{it}} + \gamma W_{it} + \delta V_{it} + \eta_{it} \quad (16)$$

onde η_{it} é um efeito fixo específico ao mercado e o parâmetro de conduta (também específico ao mercado) β é suposto constante no tempo (outras especificações permitiram β variar com o tempo, como no período da estabilização). A equação (16) é estimada usando o método de variáveis instrumentais com efeitos fixos em painel, onde o regressor endógeno $\frac{p_{it}}{q_{it}}$ é instrumentalizado usando as variáveis exógenas de demanda excluídas Y_{it} (assim, a condição de ortogonalidade $E(\eta_{it} Y_{it}) = 0$ é imposta). Como a elasticidade β é estimada (Seção 4.2) e não assumida, eu computo desvios padrão usando o método de bootstrap (robusto à heterocedasticidade, com 1000 repetições, reestimando a demanda no primeiro estágio de cada amostra de bootstrap) para os coeficientes estimados β e δ (e η_{it}). Note, entretanto, que mesmo que conhecimento da tecnologia seja utilizado na especificação de que custo marginal é linear nos fatores, o custo marginal é assumido desconhecido: este é estimado dos deslocadores de oferta observados W_{it}, V_{it} e das estimativas de efeito fixo η_{it} como em $W_{it}, V_{it}, \eta_{it}$.

A figura 13 reporta os resultados estimados.^{§§§§§§§§§§} Os coeficientes no preço de óleo combustível, carvão, eletricidade e frete são todos positivos e significativos. O coeficiente no tamanho médio (respectivamente, idade) das plantas é negativo (respectivamente, positivo) como esperado, mesmo que não significativo. Por outro lado, contrariamente à intuição, o preço de mão de obra é significativamente negativo.^{*****} As margens de preço sobre custo são estimadas em valores bastante baixos; representadas na figura 14, juntamente com intervalos de confiança de 95%, para o estado do Rio de Janeiro (*RJ*), por exemplo. O reverso da medalha destas estimações de custo são baixos parâmetros de conduta μ , não significativamente diferentes de zero, sugerindo uma indústria competitiva.^{††††††††††} Para o estado do Rio de Janeiro, *RJ*, o parâmetro de conduta μ de 0,0079 corresponderia a um equilíbrio simétrico de Cournot com 130 firmas ($1 / 0,0079$). Dividindo μ_{RJ} pelo simétrico da elasticidade estimada ϵ_{RJ} de -0,48 da figura 12, a margem de preço sobre custo estimada como proporção do preço seria de somente $0,0079 / 0,48 \approx 1,6\%$ (retome a expressão (3)).

Fica claro a partir do conhecimento do custo marginal e das margens de preço sobre custo da indústria que estas estimativas são inconsistentes. A figura 14 também representa as (muito maiores) medidas diretas da margem (média) de preço sobre custo para as vendas no estado do Rio de Janeiro, *RJ*. Por trás de elasticidades-preço de demanda na ordem apenas -0,5 em equilíbrio *não está a real competição entre firmas*

^{§§§§§§§§§§}Os comentários que seguem referem-se à estimação de (I), baseado no período inteiro, mesmo que estimativas do período pós-estabilização sejam mostradas para demonstrar a robustez das conclusões obtidas.

^{*****}Pode-se, entretanto, explicar este resultado a partir da idéia de divisão de rendas (ver Clark (1980)).

^{††††††††††}Enquanto que o intervalo de confiança estimado para μ varia de acordo com a especificação (tal como a forma funcional da demanda), os baixos valores encontrados são robustos.

estabelecidas, como sugerido por β , mas o efeito restritivo de potencial competição com produtores de custos altos. O fato de a hipótese de identificação tradicional não ser válida no nosso contexto resulta em subestimação do poder de Mercado (Corolário 1). De fato, os p-valores dos testes de sobreidentificação à la Sargan e Hansen – onde a hipótese nula é de que o conjunto de instrumentos é válido - é 0,0000 para qualquer conjunto que sobreidentifique o modelo. A descoberta de que os coeficientes nos preços dos fatores e nos outros deslocadores de oferta estão com os sinais esperados pode levar à conclusão de que o modelo estaria corretamente especificado. Mas os coeficientes estimados apenas capturam a correlação esperada entre preços de cimento e preços dos fatores. Eles não são estimativas consistentes dos parâmetros estruturais de custo β .

4.4 Inferindo a Divisão de Mercado num Equilíbrio Restrito com Custo Marginal

Observado

Um comentário sobre esta indústria particular onde condições tais como uma demanda de alta inclinação resultam numa demanda inelástica em equilíbrio: assumamos que ignoramos a restrição ativa imposta pelos importados e erradamente consideramos uma classe de modelos comportamentais incorporados à equação de apreçamento estática: $p = \beta_j c_j$. Claramente, um β_j de -0,5 não é consistente com o comportamento de um cartel (1): um cartel iria diminuir sua produção até que sua receita marginal se igualasse a seu custo marginal (e, portanto, seria positivo). Um valor tão baixo de β_j não é consistente com Cournot a menos que todas as firmas tenham pequenas fatias do mercado (isto é, se a maior das firmas tem uma fatia de 50% do mercado, então em Cournot $\max_j \beta_j \leq 0.5$, o que implica que a receita marginal desta firma é zero). Entretanto, a concentração na indústria brasileira de cimento é deveras baixa. Qualquer exercício de seleção de modelo estatístico a partir de um conjunto padrão de modelos (incorretamente especificados), como em Gasmi, Laffont e Vuong (1990, 1992), resultara em cartel e Cournot sendo rejeitados em face de um comportamento de tomador de preços com margem de preço sobre custo igual a zero (0). A aceitação desta hipótese de tomador de preços seria reforçada pelo bom ajuste de uma regressão de MQO de preços de cimento no preço dos fatores (e outros deslocadores de oferta, juntamente com um conjunto de *dummies* de mercado): o R^2 é de 54% !

Como se pode utilizar observações de custo marginal para identificar o comportamento no nível da firma que subjaz a um equilíbrio restrito? Claramente, uma comparação direta do custo marginal com o preço constitui um teste de comportamento perfeitamente competitivo contra modelos menos competitivos de conduta. Mas, afóra competição perfeita, como se pode distinguir empiricamente entre modelos alternativos menos competitivos quando a ameaça de entrada restringe estes mesmos modelos a gerar os mesmo resultados *agregados*? Eu desenho um teste que usa dados sobre oferta no nível da firma em cada mercado local para impor um limite mais preciso na conduta das firmas do que seria possível com dados agregados no nível do mercado.

Este teste adota o modelo comportamental de Cournot como um ponto de partida. Mesmo que os níveis de produção no mercado sejam consistentes com o modelo de Cournot no teto de preço imposto pelos importados $p \leq c^I$ (ou equivalentemente, o piso no nível de produção $q \leq p^{-1} \cdot Q^I(\cdot)$) se olharmos *somente* para dados agregados no nível de mercado, poderemos ainda assim rejeitá-lo se tivermos dados no nível da firma. Neste caso, a rejeição de Cournot nos leva à aceitação de um modelo mais colusivo em que as firmas tacitamente coludem para dividir geograficamente diferentes mercados. §§§§§§§§§§ Em outras palavras, o teste tem mais potência no sentido de que captura situações como as em que, digamos, a firma 1 tacitamente concorda em dar à firma 2 o domínio do mercado B em troca do mercado A.

4.4.1 Testando Cournot Contra Condutas Mais Colusivas

§§§§§§§§§§ Falamos em comportamento mais colusivo no sentido de que, fosse a restrição não ativa, a produção agregada derivada de tal comportamento seria menor que na solução oligopolística de Cournot.

A figura 15 apresenta o equilíbrio de Cournot para cada mercado local.*****

No painel à esquerda, a linha mais inclinada refere-se a função reação da firma f na ausência de importados. Vamos reescrevê-la como $q_f = R_f(q_{-f})$, onde $q_{-f} = \sum_{j \neq f} q_j$ denota a produção conjunta dos rivais (domésticos) da firma f . A linha com inclinação -1 representa a restrição dos importados, dado por $q_f \leq q^I$. Assim, sob a hipótese nula, a resposta ótima da firma f com a restrição de importados é o envelope:

$$q_f = \min\{R_f(q_{-f}), q^I\}; c^I = \max\{R_f(q_{-f}), q^I\}$$

A função reação sob restrição constitui-se de dois segmentos. Para altos valores de q_{-f} tais que $R_f(q_{-f}) \leq q^I$, os importados não restringem a firma e a equação de apreçamento de Cournot é válida. Já para baixos valores de q_{-f} , os importados são restrição ativa e a resposta ótima da firma f excede a quantidade ótima na ausência de importados. Vale então a seguinte proposição:

Proposição 2 (Condição de primeira ordem de Cournot restrito e estatística suficiente para rejeitar conduta à la Cournot) Na presença de importados, se a firma f se comporta como um agente de um modelo de Cournot, então:

$$p(q) = \frac{p(q)q_f}{q} \leq c_f \tag{17}$$

Esta condição vale como desigualdade estrita quando a arbitragem trazida pelos importados $q_f \leq q^I$ é ativa. Neste caso, o preço se iguala ao custo marginal

***** Para um modelo com sabor semelhante onde um oligopólio à la Cournot detém entrada produzindo seu volume limite (*limit output*), ver Gilbert e Vives (1986). Como na literatura empírica sobre conduta, a hipótese de Cournot serve como um ponto de partida.

mercado local) ainda é consistente com Cournot (pois, sob a hipótese nula, esta não reduz a produção dado que a restrição de importados é ativa), pode-se rejeitar a hipótese de que a firma f se comporta como em Cournot em favor de um comportamento mais colusivo. A firma f está restringindo sua produção se compararmos a sua decisão de oferta a de uma firma sob Cournot restrito. O ponto aqui é reconhecer que, para uma firma à la Cournot, a condição de apreçamento generalizada (17) (ou seja, a que permite potencial arbitragem por importados) deve ser válida. Ou seja, para uma firma à la Cournot não é possível que a receita marginal *exceda* o custo marginal pois, caso contrário, esta poderia otimamente expandir sua produção. Mais importante: isto vale esteja a restrição trazida pelos importados ativa ou não. Note que o conjunto de equilíbrios colusivos sob a restrição de importados é colinear com a borda desta restrição e é um superconjunto do conjunto de equilíbrios à la Cournot ainda sob esta restrição. Assim, o teste da Proposição 2 é somente suficiente para rejeitar comportamento à la Cournot a favor de algo mais colusivo. De fato, a observação indicada por + na figura 15 é consistente não só com Cournot restrito como também com comportamento mais (ou menos) colusivo.

4.4.2 A Evidência

Antes de testar as decisões de oferta no espaço e no tempo, condicional à localização geográfica da planta, para a amostra inteira, eu considero um exemplo específico extraído dos dados. Isto reflete uma tendência mais ampla, onde em muitas circunstâncias as firmas produtoras de cimento no Brasil produzem menos que o

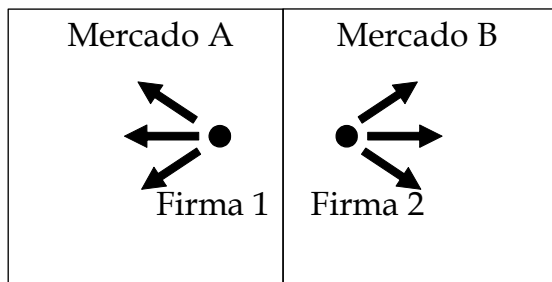
esperado sob Cournot. Para maiores ilustrações e detalhes sobre este ponto, ver XXXXX (2006).

Um caso em questão: A oferta de 2 firmas em 2 mercados em 1 período

Considere os dois estados adjacentes de Alagoas (*AL*) e Sergipe (*SE*), localizados no nordeste do Brasil (ver figura 4). Estes estados são igualmente pequenos, tanto em território como em termos de tamanho do mercado. Até 1996 cada um destes estados era sede de somente uma planta: a firma Brennan operava a planta em *AL* (respectivamente firma 1 no mercado A) a sua rival Votorantim operava a planta localizada no *SE* (respectivamente firma 2 no mercado B). Ambas as firmas 1 e 2 também detinham plantas localizadas em estados próximos. Considere o ano de 1996. Mesmo detendo 83% do mercado A, a firma 1 escolheu não produzir para o mercado vizinho B, tão próximo de sua planta do mercado A, não obstante a grande margem de preço sobre custo que esta gozaria se o fizesse. De modo igualmente surpreendente, a firma 2, detendo 89% do mercado B, só detinha 7% do mercado A, tão próximo de sua planta no mercado B. Os preços médios ao consumidor nos mercados A e B eram praticamente idênticos, respectivamente R\$ 9,46 (por saco) e R\$ 9,44. Calculamos o custo marginal da firma 1 (incluindo ICMS e o *markup* do revendedor) de provisão dos mercados A e B como sendo respectivamente R\$ 5,20 e R\$ 5,47. Como para a firma 2, calculamos seus custos de provisão dos mercados A e B como sendo respectivamente R\$ 5,30 e R\$ 5,16. §§§§§§§§§§§§§§§§§§§§ Isto é ilustrado nas seguintes tabela e figura, onde tomo

§§§§§§§§§§§§§§§§§§§§ Note que as capitais de *AL* (mercado A) e *SE* (mercado B) estão localizadas a aproximadamente 300 km de distância. Não obstante, a diferença no custo enfrentado pela Votorantim para suprir estes mercados parece

as elasticidades-preço de demanda de equilíbrio como sendo as estimativas pontuais (em 1996) da Seção 4.2: -0,84 para o mercado *AL* e -0,18 para o mercado *SE*.*****



E.g. Mercado A: *AL* Mercado B: *SE*
 Firma 1: Brennand Firma 2: Votorantim

Media das variáveis para o ano de 1996	Preço p_{lt}	Fração $\frac{q_{flt}}{q_t}$	Receita Marginal Cournot Estimador pontual $p_{lt} + \frac{p_{lt}}{\eta_t} \frac{q_{flt}}{q_t}$	MC c_{flt}	Rejeita Cournot? ⁵³ TS = $\hat{\phi}_{flt, 2.5\%} > 0$
Mercado local $l = A$ (<i>AL</i>)					
Firma $f = 1$ (Brennand)	9.46	0.83	$9.46 - \frac{9.46}{0.84} 0.83 = 0.13$	5.20	Não
Firma $f = 2$ (Votoran)	9.46	0.07	$9.46 - \frac{9.46}{0.84} 0.07 = 8.72$	5.30	Sim
Mercado local $l = B$ (<i>SE</i>)					
Firma $f = 1$ (Brennand)	9.44	0	$9.44 - \frac{9.44}{0.18} 0 = 9.44$	5.47	Sim
Firma $f = 2$ (Votoran)	9.44	0.89	$9.44 - \frac{9.44}{0.18} 0.89 = -36.38$	5.16	Não

Rejeito portanto a hipótese de que a firma 2 se comporta à la Cournot (dados os preços correntes) no mercado A em 1996. De fato, a receita marginal (percebida) (estimador pontual de 8,72) significativamente excede o custo marginal (5,30), sendo o intervalo de confiança de 95% para a estatística de teste $e_{A,1996}$ (2,56, 3,69) (e o

baixa: apenas R\$ 0,14. A razão é que o Brasil tem um complexo sistema de impostos sobre vendas que prejudica fretes intra-estaduais, como ocorre aqui, ou seja, despachos da planta da Votorantim em *SE* para revendedores em *SE* são penalizados se comparados a despachos interestaduais para revendedores em *AL*. Isto mitiga a diferença nos custos médios de frete da planta da Votorantim em *SE*: R\$ 0,32 para revendedores em *SE* e R\$ 0,77 para revendedores em *AL*.

***** Quando se testa a hipótese nula de comportamento à la Cournot, tomamos o limite superior do intervalo de confiança de 95% para a elasticidade de demanda (o qual corresponde ao limite inferior no intervalo de confiança de 95% para a estatística de teste e , posto que a aleatoriedade de e surge da aleatoriedade sobre a elasticidade de demanda estimada \hat{e}). Retorno a este ponto mais tarde.

estimador pontual de $8,72 - 5,30 = 3,42$ vem a ser $3,42 / 9,46 = 36\%$ do preço final ao consumidor). De modo semelhante, rejeito Cournot para a firma 1 no mercado B em 1996 (estimador pontual de $9,44 - 5,47 = 3,97$ vem a ser 42% do preço final ao consumidor!). Note a decisão de oferta da firma 2 (respectivamente firma 1) ao mercado A (respectivamente mercado B) corresponde ao da firma f no equilíbrio marcado com q na figura 15. A estória onde a Votorantim tacitamente concorda em deixar a liderança no mercado de AL para a Brennand em troca desta se retirar do mercado de SE é consistente com os despachos observados. De modo interessante, Brennand envia cimento de sua planta em AL para is estados de PB, PE e BA, bem mais distantes que o estado de SE e com preços semelhantes aos de SE.

Testando a amostra inteira

Apresento agora os resultados para a amostra inteira. Da equação de apreçamento de Cournot (18), computamos as estatísticas de teste

$$e_{flt} = p_{lt} - \frac{p_{lt} q_{flt}}{q_{lt}} = c_{flt}$$

para cada firma ativa num dado mercado num dado mês (l, t) , onde e_{flt} é baseada nas estimativas de demanda da Seção 4.2 e p_{lt} , q_{flt} e c_{flt} são observados. Uma firma é ativa num dado mês se esta possui pelo menos uma planta ativa naquele mês, isto é, a firma f é ativa se e somente se $\sum_{i \in O_f} q_{ilt} > 0$. Para cada mês t no qual a firma f é ativa dentre os 156 meses da amostra, existem 17 (l, t) combinações, uma para cada um dos 17 mercados, quaisquer que sejam os mercados para os quais a firma f de fato

despache carregamentos no mês t . Existem 37536 combinações de firma-mercado-mes ativas correspondendo a uma média de $37536/17/156 \approx 14$ firmas ativas na amostra num dado mês. Para cada mês t , tomo o custo marginal da firma f para servir mercado l , c_{flt} , como o mínimo dentre os custos marginais de todas as plantas (por ela possuídas) servindo o mercado l , ou seja, $c_{flt} = \min_{i \in O_f} c_{ilt}$. Este custo marginal tipicamente corresponde ao da planta mais próxima (não obstante custos variem entre plantas condicionais à locação, tamanho do forno, idade do forno e preços dos fatores). Dada a capacidade ociosa tão comum nesta indústria, estes refletem basicamente o custo de a firma f aumentar a produção para ao mercado l na margem. Note ainda que, com o fim de testar conduta, o custo marginal que construímos pode errar, ainda que pouco, para cima (ainda que não haja nenhum grande viés sistemático). Assim, estamos subestimando e_{ft} , o que trabalha contra a rejeição da hipótese nula $H_0 : e_{ft} \leq 0$ (Cournot restrito). Finalmente, rejeitamos a nula de comportamento à la Cournot em favor de uma alternativa mais colusiva quando o intervalo de confiança de 95% para a estatística de teste e_{ft} cai inteiramente no domínio positivo, isto é, quando o limite inferior deste intervalo é maior que zero. Como a aleatoriedade de e_{ft} nasce da aleatoriedade da elasticidade-preço estimada de demanda ϵ_{lt} , mapeio o intervalo de confiança a 95% para e_{ft} a partir deste mesmo intervalo para (cota superior ++++++) de ϵ_{lt} . Mas existe uma questão empírica que ainda devemos superar: em torno de um terço das elasticidades estimadas tem uma cota superior do

+++++Para ver isto, note a partir de (19) que aproximar (por baixo) ϵ_{lt} de zero reduz e_{ft} .

intervalo de confiança a 95% que cruza o domínio positivo, sugerindo que para $\hat{\eta}_{lt}$ no seu extremo superior a curva de demanda tem inclinação positiva! Lido com isto ao simplesmente descartar as decisões de oferta que pertencem a estes pares de mercado e mês (ver XXXXX (2006) para detalhes).

Número total de combinações firma-mercado-mes ativas (f, l, t)	37536	
Combinações para as quais o limite superior no IC de 95% para $\hat{\eta}_{lt}$ é negativa...	24696	100%
e $\hat{\varphi}_{flt}$ é maior que zero...	16806	
e $\hat{\varphi}_{flt}$ é significativamente maior que zero num nível de 5%	14849	60%
e $\hat{\varphi}_{flt}$ é positiva e excede 10% do preço aos consumidores	13197	
e $\hat{\varphi}_{flt}$ é positiva e excede 20% do preço aos consumidores	8035	33%

A tabela acima sumariza os resultados. Para as 24696 triplas ativas de firma-mercado-mes com decisões de oferta para as quais o intervalo de confiança das elasticidades-preço de demanda situam-se no intervalo $(0, 0)$, encontramos que a hipótese nula de comportamento à la Cournot com efeito restritivo de importados, $\hat{\eta}_{lt} \leq 0$, pode ser rejeitada num nível de significância de 5% em 14849 casos. Em outras palavras, sob a conjectura de Cournot, pode-se esperar que as firmas expandam sua produção para os mercados locais em 14849/24696 \square 60% dos casos, em face de suas fatias de mercado correntes. Ou seja, estas firmas estão escolhendo níveis de produção à esquerda das funções de reação Segundo Cournot. Como na ilustração anterior, a estatística de teste $\hat{\eta}_{lt}$ são não só positivas como também grandes: o estimador pontual de $\hat{\eta}_{lt}$ excede 20% do preço final ao consumidor em 8035 casos! Assim, as firmas estão tipicamente servindo seus nichos locais e restringindo sua

produção para outros mercados, não importa o quão lucrativos estes seriam no sentido estático.

5. Conclusão

Este artigo mostra que a metodologia padrão para estimação de oferta pode subestimar o grau de poder de mercado num contexto em que as firmas são restritas, de modo não observado para o analista, na sua habilidade de mudar seus preços em resposta a variações nas condições de demanda. Esta descoberta é de grande relevância prática por duas razões. Em primeiro lugar, a metodologia padrão tem sido usada tanto por acadêmicos como profissionais (incluindo do próprio SBDC) visando a quantificar o poder de mercado na ausência de dados sobre custo. Em segundo lugar, pode-se argumentar que o conjunto de circunstâncias em que restrições não observadas restringem o comportamento das firmas é empiricamente relevante.

Neste trabalho, modelo um oligopólio doméstico que tem suas decisões restritas pela entrada potencial de importados de alto custo. Sendo assim, recorro naturalmente ao caso da indústria brasileira de cimento, o qual nos dá uma clara ilustração do meu resultado metodológico. A escolha do modelo e sua ilustração empírica sugerem que este resultado é crescentemente relevante num mundo onde barreiras comerciais estão sendo suspensas e mercados geográficos ficam cada vez mais interligados. Mais geralmente, pode-se conceber vários efeitos dinâmicos pelos quais restrições na habilidade de apreçamento podem surgir. Exemplos vão desde a ameaça de litígios anti-truste ou intervenção de autoridades regulatórias a jogos com histerese ou

sinalização, onde limites não observados aos preços podem surgir em equilíbrio.

Este resultado recomenda cuidado a entusiastas da medição de poder de mercado quando não se dispõe de dados sobre custos. A menos que o analista esteja de algum modo certo de que os dados *não* estão restritos por meios ignorados pelo modelo estrutural (que tipicamente só inclui restrições que partem de consumidores ou de concorrentes já estabelecidos), suas margens estimadas de preços sobre custos serão potencialmente cotas inferiores para as verdadeiras margens. Este artigo sugere que tão difícil tarefa – a identificação da oferta - é, na prática, ainda mais difícil.

Referências

- Baum, C. F., M. E. Schaffer e S. Stillman (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. Department of Economics Working Paper No. 545, Boston College
- Bernheim, B. D. e M. D. Whinston (1990). Multimarket contact and collusive behavior. *Rand Journal of Economics* 21, 1-26
- Booz Allen e Hamilton (1990). A cadeia de suprimentos da indústria de cimento. *Relatório preparado para o Sindicato Nacional da Indústria do Cimento*. São Paulo, Brazil.
- Brander, J. A. e A. Zhang (1990). Market conduct in the airline industry: An empirical investigation. *Rand Journal of Economics* 21, 567-583
- Bresnahan, T. F. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters* 10, 87-92
- Bresnahan, T. F. (1987). Competition and collusion in the American automobile industry: The 1955 price war. *Journal of Industrial Economics* 35, 457-482
- Bresnahan, T. F. (1989). Empirical studies of industries with market power. In R. Schmalensee and R. D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization, Volume II*, 1011-1057. New York: North-Holland.
- Carlsson, B. (2001). Prices, competition, and industry structure: The cement industry in the United States, Japan, and Sweden, 1980-1997. Mimeo, Case Western Reserve University
- Carlton, D. W. (2004). Using economics to improve antitrust policy. 2003 Milton Handler Antitrust Review. *Columbia Business Law Review* 2, 283-333
- Cembureau. *World Cement Directory*. Brussels, Belgium: The European Cement Association.
- Clark, K. B. (1980). Unionization and productivity: Micro-economic evidence. *Quarterly Journal of Economics* 95(4), 613-639
- Clay, K. B. e W. Troesken (2003). Further tests of static oligopoly models: Whiskey,

- 1882-1898. *Journal of Industrial Economics* 51, 151-166
- Corts, K. S. (1999). Conduct parameters and the measurement of market power. *Journal of Econometrics* 88, 227-250
- Dixit, A. (1980). The role of investment in entry deterrence. *Economic Journal* 90, 95-106
- Dumez, H. e A. Jeunemaître (2000). *Understanding and Regulating the Market at a Time of Globalization: The Case of the Cement Industry*. London: Macmillan Press.
- Eastman, H. C. e S. Stykolt (1966). *The Tariff and Competition in Canada*. Toronto: University of Toronto Press.
- Ellison, S. F. e C. Wolfram (2004). Coordinating on lower prices: Pharmaceutical pricing under political pressure. Mimeo, MIT and UC Berkeley
- Erfle, S. e H. McMillan (1990). Média, political pressure, and the firm: The case of petroleum pricing during the late 1970s. *Quarterly Journal of Economics* 105(1), 115-134
- Federal Trade Commission (1966). *Economic Report on Mergers and Vertical Integration in the Cement Industry*. Staff Report.
- Gasmi F., J. J. Laffont e Q. H. Vuong (1990). A structural approach to empirical analysis of collusive behavior. *European Economic Review* 34, 513-523
- Gasmi F., J. J. Laffont e Q. H. Vuong (1992). Econometric analysis of collusive behavior in a soft-drink market. *Journal of Economics and Management Strategy* 1, 277-311
- Genesove, D. e W. P. Mullin (1998). Testing static oligopoly models: conduct and cost in the sugar industry, 1890-1914. *Rand Journal of Economics* 29, 355-377
- Ghemawat, P. e C. Thomas (2004). Identifying the sources of sustained performance differences: A study of the international cement industry. Mimeo, Harvard Business School
- Gilbert, R. e X. Vives (1986). Entry deterrence and the free rider problem. *Review of Economic Studies* 53, 71-83
- Glazer, A. e H. McMillan (1992). Pricing by the firm under regulatory threat. *Quarterly Journal of Economics* 107(3), 1089-1099
- Gollop, F. e M. Roberts (1979). Firm interdependence in oligopolistic markets. *Journal of Econometrics* 10, 313-331
- Goolsbee, A. e C. Syverson (2005). How do incumbents respond to the threat of entry? Evidence from the major airlines. NBER Working Paper 11072
- Greenhut, J. G. e M. L. Greenhut (1975). Spatial price discrimination, competition and locational effects. *Economica* 42, 401-419
- Harrington, J. E. (2004). Cartel pricing dynamics in the presence of an antitrust authority. *Rand Journal of Economics* 35, 651-673
- Harrington, J. E. (2005). Optimal cartel pricing in the presence of an antitrust authority. *International Economic Review* 46, 145-169
- Harris, R. (1984). Applied general equilibrium analysis of small open economies with scale economies and imperfect competition. *American Economic Review* 74, 1016-1032
- Hummels, D. (2001). Toward a geography of trade costs. Mimeo, Purdue University
- International Cement Review (several editions). Dorking, UK: Tradeship Publications.
- Ivaldi, M., B. Jullien, P. Rey, P. Seabright, J. Tirole (2003). The economics of tacit collusion. *Final Report for DG Competition, European Commission*. IDEI, Toulouse
- Jans, I. e D. I. Rosenbaum (1996). Multimarket contact and pricing: Evidence from the U.S. cement industry. *International Journal of Industrial Organization* 15, 391-412

- Johnson, R. N. e A. Parkman (1983). Spatial monopoly, non-zero profits and entry deterrence: The case of cement. *Review of Economics and Statistics* 65(3), 431-439
- Kadiyali, V. (1997). Exchange rate pass-through for strategic pricing and advertising: An empirical analysis of the U.S. photographic film industry. *Journal of International Economics* 43(3-4), 437-461
- Kahneman, D., J. L. Knetsch e R. Thaler (1986). Fairness as a constraint on profit seeking: Entitlements in the market. *American Economic Review* 76(4), 728-741
- Kim, D.-W. e C. R. Knittel (2004). Biases in static oligopoly models? Evidence from the California electricity market. NBER Working Paper 10895
- Knittel, C. R. e V. Stango (2003). Price ceilings as focal points for tacit collusion: Evidence from credit cards. *American Economic Review* 93(5), 1703-1729
- Lau, L. J. (1982). On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters* 10, 93-99
- McBride, M. E. (1983). Spatial competition and vertical integration: Cement and concrete revisited. *American Economic Review* 73, 1011-1022
- Newmark, C. M. (1998). Price and seller concentration in cement: effective oligopoly or misspecified transportation cost? *Economics Letters* 60, 243-250
- Nevo, A. (2001). Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica* 69, 307-342
- Norman, G. (1979). Economies of scale in the cement industry. *Journal of Industrial Economics* 27, 317-37
- Pagan, A. R. e D. Hall (1983). Diagnostic tests as residual analysis. *Econometric Reviews* 2, 159-218
- Parker, P. M. e L. H. Rö ller (1997). Collusive conduct in duopolies: multimarket contact and cross-ownership in the mobile telephone industry. *Rand Journal of Economics* 28, 304-322
- Porter, R. H. (1983). A study of cartel stability: The Joint Executive Committee, 1880-1886. *Bell Journal of Economics* 8, 565-576
- Puller, S. (2007). Pricing and firm conduct in California's deregulated electricity market. *Review of Economics and Statistics*, forthcoming
- Reiss, P. C. e F. Wolak (2005). Structural econometric modeling: Rationales and examples from industrial organization. *Handbook of Econometrics, Volume 6*
- Roberts, M. (1984). Testing oligopolistic behavior: An application of the variable profit function. *International Journal of Industrial Organization* 2, 367-383
- Rö ller, L.-H. e F. Steen (2006). On the workings of a cartel: Evidence from the Norwegian cement industry from 1955-1968. *American Economic Review* 96(1), 321-338
- Rosenbaum, D. I. (1989). The impact of market structure on technological adoption in the portland cement industry. *Quarterly Review of Economics and Business* 3, 102-110
- Rotemberg, J. e G. Saloner (1986). A supergame theoretic model of price wars during booms. *American Economic Review* 76, 390-407
- Rotemberg, J. (2004). Fair pricing. NBER Working Paper 10915
- Rotemberg, J. (2005). Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 52, 829-852
- (2004). Inferring conduct under the threat of entry: The case of the Brazilian cement industry. Economics of Industry Working Paper EI 38, XXXXX

- (2005). *Price Competition, Mergers and Structural Estimation in Oligopoly*. Ph.D. thesis,
- (2006). Trade flows in a spatial oligopoly: Gravity fits well, but what does it explain? Center for the Study of Industrial Organization Working Paper 83, XXXXX
- Scherer, F. M., A. Beckenstein, E. Koufer, e R. D. Murphy (1975). *The Economics of Multi-Plant Operation: An International Comparison Study*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Slade, M. E. (2004). Market power and joint dominance in UK brewing. *Journal of Industrial Economics* 52, 133-163
- SNIC, Sindicato Nacional da Indústria do Cimento (1991 to 2002). *Annual Reports*. Rio de Janeiro, Brasil.
- Soares, M. G. e J. V. Caixeta Filho (1996). Características do mercado de frete para cargas agrícolas. *Preços Agrícolas* 121, 21-25, Piracicaba, Brasil
- Staiger, D. e J. H. Stock (1997). Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica* 65, 557-586
- Stango, V. (2003). Strategic responses to regulatory threat in the credit card market. *Journal of Law and Economics* 46(2), 427-452
- Suslow, V. (1986). Estimating monopoly behavior with competitive recycling: An application to Alcoa. *Rand Journal of Economics* 17, 389-403
- Sutton, J. (1998). *Technology and Market Structure: Theory and History*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Syverson, C. (2004). Market structure and productivity: A concrete example. *Journal of Political Economy* 112, 1181-1222
- Thisse, J. F. e X. Vives (1988). On the strategic choice of spatial price policy. *American Economic Review* 78, 122-137
- Wolfram, C. (1999). Measuring duopoly power in the British electricity spot market. *American Economic Review* 89(4), 805-826
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- World Cement (several editions). Farnham, UK: Palladium Publications Ltd.
- Zaghen, F. (1996). Brazil cement sector: Survival of the fittest. *Indosuez Capital Emerging Markets Equity Report*. São Paulo, Brasil.

A Apêndice: Roteiro da Demonstração do Corolário 1

Começo por motivar um modelo estrutural simples tendo como referência uma indústria de cimento doméstica que enfrenta competição latente de importados de alto custo. Derivo então analiticamente que (p_{lim}^i) para o caso mais simples. Finalmente, para demonstrar a generalidade do meu resultado analítico, eu reporto

resultados de uma fração dos experimentos de Montecarlo que conduzi para um extenso grupo de especificações de demanda e oferta. Resultados para outras especificações estão disponíveis (por exemplo, com formas funcionais diferentes para demanda e custo marginal doméstico, variando a matriz de covariância das variáveis exógenas).

A.1 Um Exemplo Simples para Motivar: Demanda Linear e Custo Linear

Dado um mercado local (digamos, para cimento), a demanda é assumida linear:

$$q = D - p - \alpha_1 Y_1 - \alpha_2 Y_2$$

onde (i) $\alpha_1, \alpha_2 \geq 0$ e $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$; (ii) variáveis observáveis exógenas Y_1, Y_2 são distribuídas normalmente na semi-reta positiva, têm matriz de covariância diagonal e $\alpha_1 Y_1 < 0$ para todas as realizações de Y_1 ; e (iii) $p \in N(0, \sigma_p^2)$. O custo marginal do monopolista é constante na quantidade:

$$c = c_0 + e W_1 + W_2$$

onde (i) $W_1 \in N(0, \sigma_1^2)$ é o preço de um fator (óleo, digamos), em US\$, comercializado no mercado global; (ii) $e \in N(0, \sigma_e^2)$ é a taxa de câmbio real em R\$/US\$; e (iii) $W_2 \in N(0, \sigma_2^2)$ é o preço de um fator local (mão-de-obra, digamos), no mercado doméstico. Importados são ofertados elasticamente a um alto custo:

$$c^I = c^I_0 + e W_1 + W_3$$

tal que $c^I > c$ para todas as realizações das variáveis exógenas, onde (i) $e > 0$ reflete

o custo de transporte internacional e (ii) $W_3 + \frac{W_2}{e} + T$ é o preço mundial de mão-de-obra, em US\$, e $T + N_0, \phi$ é o custo de transação de mão-de-obra. Todos os coeficientes de custo ϵ são positivos e todos os covariantes de custo W, T são distribuídos na semi-reta positiva. Completamos o modelo estrutural com o DGP (bgp), onde N_0, ϕ , notando que, em vistas ao monopólio doméstico, $\phi = 1$.

A.2 Demonstração Analítica do Corolário 1 para o Exemplo Simples, com Identificação Exata $J = K = 2$

Para simplificar ainda mais o exemplo de motivação, consideramos o caso especial em que o custo marginal é:

$$c^W; \alpha_1, \alpha_2$$

e o custo marginal dos importados é:

$$c^I; W, T; \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$$

(Todos os covariantes exógenos Y_1, Y_2 - no lado da demanda - e W, T - no lado da oferta - são supostos ortogonais entre si.) O modelo estimado (5) é:

$$p = X\beta \quad (20)$$

onde, relembrando a notação da prova da proposição 1, $X = \alpha_1 \quad W$, $X_1 = \alpha_1 \frac{p_1 \dots p_n}{\phi} + \alpha_2 Y_2 + \alpha_3 Y_2 + 0$ (demanda linear) e $\beta = \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$. Considere a matriz de instrumentos $Z = \alpha_1 \quad W$ onde $\text{rank}(Z) = \text{rank}(\alpha_1) = 2$ (rank denota posto). O estimador de MQ2E (11) vem a ser:

$$Z'X\beta = Z'p$$

o qual pode ser rearranjado como:

$$\beta - \alpha_1 W'X_1 W^{-1} \left(\begin{matrix} Z'X \\ Z'p \end{matrix} \right) = \beta - \alpha_1 W'p$$

ou o sistema de equações:

$$\left. \begin{aligned} Y_1'X_1 \beta - Y_1'W\alpha_1 &= Y_1'p \\ W'X_1 \beta - W'W\alpha_1 &= W'p \end{aligned} \right\}$$

Resolvendo para β (notando que $W'W$ e $W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1$ são escalares), e substituindo para p de (20):

$$\begin{aligned} \beta &= \frac{W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1}{W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1} \\ &= \frac{W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1}{W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1} = \frac{W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1}{W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1} \\ &= \frac{\left(\frac{1}{N}W'W\right)\left(\frac{1}{N}Y_1' \alpha_1\right) = \left(\frac{1}{N}Y_1'W\right)\left(\frac{1}{N}W' \alpha_1\right)}{\left(\frac{1}{N}W'W\right)\left(\frac{1}{N}Y_1'X_1\right) = \left(\frac{1}{N}Y_1'W\right)\left(\frac{1}{N}W'X_1\right)} \end{aligned}$$

pois $W'WY_1' \alpha_1 = Y_1'WW' \alpha_1 \neq 0$. Aplicando a lei dos grandes números para cada termo juntamente com o teorema de Slutsky:

$$\begin{aligned} \text{plim } \beta &= \text{plim} \left(\frac{\left(\frac{1}{N}W'W\right)\left(\frac{1}{N}Y_1' \alpha_1\right) = \left(\frac{1}{N}Y_1'W\right)\left(\frac{1}{N}W' \alpha_1\right)}{\left(\frac{1}{N}W'W\right)\left(\frac{1}{N}Y_1'X_1\right) = \left(\frac{1}{N}Y_1'W\right)\left(\frac{1}{N}W'X_1\right)} \right) \\ &= \frac{E\alpha_1^2 = E\alpha_1 \alpha_1' = E\alpha_1 W'W \alpha_1}{E\alpha_1^2 = E\alpha_1 X_1 \alpha_1' = E\alpha_1 W'W X_1 \alpha_1} \\ &= \frac{\text{Var}(\alpha_1) = E\alpha_1 \alpha_1' = E\alpha_1 W'W \alpha_1}{\text{Var}(\alpha_1 X_1) = E\alpha_1 X_1 \alpha_1' = E\alpha_1 W'W X_1 \alpha_1} \quad (21) \end{aligned}$$

pois $Cov(\eta_1, W) = 0$ (as letras agora denotam variáveis aleatórias e não mais realizações das mesmas).

O resto da prova consiste em mostrar que, para todas as realizações das variáveis exógenas, o denominador do segundo termo de (21) é positivo, enquanto que o numerador é positivo, de modo que segue que $\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda} > 0$. Começamos por considerar:

$$\frac{X_1 \frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda} - Y_2 \frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda}}{\frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda} Y_2} = \frac{X_1 \frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda} - Y_2 \frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda}}{\frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda} Y_2} = \frac{X_1 - Y_2}{Y_2} \frac{\partial \eta_1}{\partial \lambda}$$

onde $\Pr(\eta_1 = 1) = \Pr(\eta_1 = 0) = c^j \Pr\left(\frac{Y_1}{Y_2} > \frac{c^j}{c^k}\right)$. Queremos

determinar $Cov(\eta_1, X_1)$. Condicional a $\eta_1 = 1$,

$$E(\eta_1 X_1) = \frac{1}{\Pr(\eta_1 = 1)} E\left(\frac{Y_1}{Y_2} \mid \eta_1 = 1\right) = \frac{1}{\Pr(\eta_1 = 1)} E\left(\frac{Y_1^2}{Y_2^2} \mid \eta_1 = 1\right) = \frac{1}{\Pr(\eta_1 = 1)} E\left(\frac{Y_1}{Y_2} \mid \eta_1 = 1\right)^2$$

e, dado que a covariância (condicional) da matriz de variáveis exógenas (ainda) é diagonal, temos que:

$$Cov(\eta_1, X_1) = E(\eta_1 X_1) - E(\eta_1) E(X_1) = \frac{1}{\Pr(\eta_1 = 1)} E\left(\frac{1}{Y_2} \mid \eta_1 = 1\right) Var(\eta_1) = 0$$

De modo similar, condicional a $\eta_1 = 0$,

$$E(\eta_1 X_1) = E\left(\frac{Y_1}{Y_2} \mid \eta_1 = 0\right) = E\left(\frac{Y_1^2}{Y_2^2} \mid \eta_1 = 0\right) = E\left(\frac{Y_1}{Y_2} \mid \eta_1 = 0\right)^2$$

e

$$Cov(\eta_1, X_1) = E\left(\frac{1}{Y_2} \mid \eta_1 = 0\right) Var(\eta_1) = 0$$

Finalmente, como a covariância é um operador linear,

$$\text{Cov}(Y_1, X_1) = \text{Cov}(Y_1, X_1) + \mu_1 \text{Pr}(\mu_1 = 1) - \text{Cov}(Y_1, X_1) + \mu_0 \text{Pr}(\mu_1 = 0) = 0$$

Vamos agora determinar $\text{Cov}(W, X_1)$. Condicional a $\mu_1 = 1$,

$$E(W|X_1) = \frac{1}{\sigma^2} E\left(\frac{W \sigma^2 + Y_1}{\sigma^2 + Y_2}\right) = \frac{\sigma^2}{\sigma^2} E(W) = \frac{1}{\sigma^2} E(W) = 0$$

e

$$\begin{aligned} \text{Cov}(W, X_1) &= E(W|X_1) - E(W) = 0 \\ &= \frac{\sigma^2}{\sigma^2} \text{Var}(W) = 0 \end{aligned}$$

Condicional a $\mu_1 = 0$,

$$E(W|X_1) = E\left(\frac{W \sigma^2 + Y_1}{\sigma^2 + Y_2}\right) = E(W) = E(W) = 0$$

e

$$\text{Cov}(W, X_1) = \text{Var}(W) = 0$$

o que implica

$$\text{Cov}(W, X_1) = \text{Cov}(W, X_1) + \mu_1 \text{Pr}(\mu_1 = 1) - \text{Cov}(W, X_1) + \mu_0 \text{Pr}(\mu_1 = 0) = 0$$

e portanto o denominador do segundo termo de (21) é positivo (posto que os seus dois primeiros termos são positivos e o terceiro termo é negativo).

Considere agora o erro do modelo estimado:

$$\begin{aligned} \epsilon &= \text{Pr}(\mu_1 = 1) - \mu_1 - X_1 - c \text{Pr}(\mu_1 = 0) \\ &= \text{Pr}(\mu_1 = 1) - \mu_1 - \frac{1}{\sigma^2} \left(\frac{W \sigma^2 + Y_1}{\sigma^2 + Y_2} \right) \text{Pr}(\mu_1 = 0) \end{aligned}$$

Queremos determinar $\text{Cov}(Y_1, \epsilon)$. Condicional a $\mu_1 = 1$,

$$Cov(Y_1, \epsilon) = Cov(Y_1, \epsilon) = 0$$

Condicional a $\mu_2 = 0$,

$$E(Y_1 | \epsilon) = E\left(Y_1 \left(\frac{\epsilon}{\sigma_2} \right)\right) = E\left(\frac{Y_1^2}{\sigma_2}\right)$$

e, mais uma vez, como as variáveis exógenas são ortogonais entre si,

$$Cov(Y_1, \epsilon) = E\left(\frac{1}{\sigma_2}\right) Var(Y_1) = 0$$

A linearidade do operador de covariância implica que a covariância incondicional é:

$$Cov(Y_1, \epsilon) = Cov(Y_1, \epsilon) = \mu_2 = 1 \cdot Pr(\mu_2 = 1) + Cov(Y_1, \epsilon) = \mu_2 = 0 \cdot Pr(\mu_2 = 0) = 0$$

Queremos agora determinar $Cov(W, \epsilon)$. Condicional a $\mu_2 = 1$,

$$Cov(W, \epsilon) = Cov(W, \epsilon) = 0$$

Condicional a $\mu_2 = 0$,

$$E(W | \epsilon) = E\left(W \left(\frac{\epsilon}{\sigma_2} \right)\right) = E(W^2) = 0$$

e, portanto,

$$Cov(W, \epsilon) = -Var(W) < 0$$

o que prova que a covariância incondicional $Cov(W, \epsilon) < 0$. Assim, o numerador do segundo termo de (21) é negativo (posto que os dois primeiros termos são negativos) – relembre de (8) que $E(W) = 0$ – e o terceiro termo é positivo. ■

A.3 Resultados de Montecarlo para Algumas Generalizações

Mais uma vez, o DGP é dado por (4), o modelo estimado é dado por (5) e em cada experimento $c^I \in c^I, \dots, c^I$ vale para todas as realizações das variáveis exógenas. Denote por S o número de simulações (indexando cada simulação por s) e denotando o número de observações gerada para cada simulação s por N (indexando cada observação por i).

Experimento 1: Demanda Linear e Custo Marginal Constante

Simulamos aqui o exemplo simples do início do Apêndice. Tomo $S = 2000$ e $N = 1000$. Especificamos demanda como:

$$q = \alpha_0 - \alpha_1 p - \alpha_2 Y_1 - \alpha_3 p Y_2$$

$$Y_1 \sim N(0, 1^2) \quad Y_2 \sim N(0, .1^2) \quad \alpha_0 \sim N(10, 1^2)$$

$$\alpha_1 \sim N(1, 1^2) \quad \alpha_2 \sim N(1, 1^2) \quad \alpha_3 \sim N(2, 1^2)$$

tal que $q \geq 0$ se torna $q = 0$. A oferta é especificada como:

$$c = w_1 e - w_2$$

$$c^I = w_1 e - w_3$$

$$w_1 \sim N(0, .3^2) \quad w_2 \sim N(0, .3^2) \quad w_3 \sim N(0, .1^2) \quad \frac{w_2}{e} \sim T, T \quad w_3 \sim N(0, .3^2)$$

$$\alpha_0 \sim N(1, 1^2) \quad \alpha_1 \sim N(1, 1^2) \quad \alpha_2 \sim N(1, 1^2) \quad \alpha_3 \sim N(2.5, 1^2)$$

A solução em forma reduzida para o sistema sem restrições é dada por:

$$p = \frac{\alpha_0 - \alpha_1 c - \alpha_2 Y_1 - \alpha_3 c Y_2}{\alpha_1 + \alpha_3 Y_2}$$

Resultados Dentre as simulações s , a proporção de observações restritas i (onde

p_i e c_i^l) vai de 0,227 a 0,338. As estimativas de demanda utilizando-se somente as variáveis observáveis p, q aparentam ser consistentes (de todo modo, a maior variação *vis-à-vis* a estimação com variáveis latentes p^*, q^* parece levar a maior eficiência). Do lado da oferta, enquanto que estimação com as variáveis latentes é consistente (Bresnahan 1982), a estimação com as variáveis observáveis p, q subestima o verdadeiro grau de poder de mercado em todas as $S = 2000$ simulações. Eu incorretamente rejeito a hipótese de que $\rho = 1$ a favor de maior competição em todas as $S = 2000$ simulações. O índice de Lerner ajustado pela elasticidade que eu estimo tem média de (i) 57% entre observações não restritas (contra um verdadeiro índice de 99%), e (ii) 56% entre observações restritas (contra um verdadeiro índice de 86%). O custo é sobreestimado.

DEMANDA		
Estimação com:	Variáveis Observáveis p, q	Variáveis Latentes p^*, q^*
	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$
Média (desvio padrão) para simulações s		
$\hat{\alpha}_{1,s}$ (Verdadeiro $\alpha_1 = 10$)	9.963 (0.834)	9.826 (1.113)
$\hat{\alpha}_{2,s}$ (Verdadeiro $\alpha_2 = -1$)	-0.997 (0.057)	-0.980 (0.113)
$\hat{\alpha}_{3,s}$ (Verdadeiro $\alpha_3 = 1$)	0.999 (0.036)	0.990 (0.062)
$\hat{\alpha}_{4,s}$ (Verdadeiro $\alpha_4 = -.2$)	-0.199 (0.022)	-0.197 (0.027)

Notas à tabela: (1) As variáveis exógenas excluídas que servem como instrumentos para as variáveis endógenas p e pY_2 são: W_1, W_2, W_3 e as interações destes covariantes com Y_2 . (2) Se especificamos com identificação exata (ou seja, usando somente W_1 e W_1Y_2 como instrumentos), obtemos estimativas semelhantes. (3) Interagir instrumentos com e (W_1e , digamos) também nos dá estimativas semelhantes.

OFERTA	Ameaça de entrada	Bresnahan (1982)		
Estimação com:	Variáveis Observáveis p, q	Variáveis Latentes p^*, q^*		
	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$		
Média (desvio padrão) para simulações s				
$\hat{\theta}_s$ (Verdadeiro $\theta = 1$)	0.564 (0.025)	0.999 (0.029)		
$\hat{\beta}_{1,s}$ (Verdadeiro $\beta_1 = 1$)	2.204 (0.071)	1.002 (0.067)		
$\hat{\beta}_{2,s}$ (Verdadeiro $\beta_2 = 1$)	1.023 (0.082)	1.001 (0.090)		
$s \in \{1, \dots, 2000\}$ tal que o I.C. a 95% para $\theta_s^{\text{observed}}$ está abaixo de θ^{true} : 2000 (i.e. 100%)				
$s \in \{1, \dots, 2000\}$ tal que o I.C. a 95% para θ_s^{latent} está abaixo de θ^{true} : 63 (i.e. 3.2%)				
Mais detalhes da estimação com as variáveis observáveis p, q na amostra inteira:				
Média (desvio padrão) para simulações s onde, para cada s , tomo a media das observações i ...				
...tal que $\chi_i = 1$	Verdadeiro, c : 6.182 (0.017)	Estimado, \hat{c} : 10.066 (0.248)	Verdadeiro, $\eta^{\frac{p-c}{p}}$: 0.991 (0.004)	Estimado, $\eta^{\frac{p-\hat{c}}{p}}$: 0.573 (0.026)
...tal que $\chi_i = 0$	Verdadeiro, c : 5.548 (0.023)	Estimado, \hat{c} : 8.720 (0.225)	Verdadeiro, $\eta^{\frac{p-c}{p}}$: 0.856 (0.008)	Estimado, $\eta^{\frac{p-\hat{c}}{p}}$: 0.559 (0.024)

Notas à tabela: (1) As variáveis exógenas excluídas servindo como instrumentos para a variável endógena Y_1, Y_2 são: Y_1 , Y_2 (obtemos estimativas bastante semelhantes se utilizarmos Y_1 , Y_2). (2) Obtemos estimativas semelhantes se adicionarmos uma constante ao modelo estimado. (3) Para cada simulação s , avaliamos o verdadeiro c e estimamos \hat{c} no valor médio dos covariantes das observações i . (4) Para cada simulação s , avalio o índice de Lerner ajustado pela elasticidade tanto em seu valor verdadeiro como estimado para cada observação i e tomamos seus valores médios em i (estimador assume que ξ é conhecido para que possamos ignorar erros amostrais e focalizar na inconsistência da oferta).

Experimento 2: Demanda Linear e Custo Marginal Linear, Matriz de Covariância Não-Diagonal

O custo marginal doméstico é agora linear na produção. A matriz de covariância das variáveis exógenas é não mais diagonal: $Corr(Y_1, Y_2) \neq 0$ e $Corr(Y_1, W_2) \neq 0$ como

especificado abaixo. Continuamos com $S = 2000$ e $N = 1000$. A demanda é especificada como:

$$\begin{aligned}
 q &= p_1 Y_1 + p_2 Y_2 \\
 Y_1 &\sim N(0, 1^2) \quad Y_2 \sim \frac{Y_1}{20} \hat{Y}_2, \hat{Y}_2 \sim N(0, .1^2) \\
 \mu &= 10, \sigma = 1, \rho = 1, \alpha = 2
 \end{aligned}$$

tal que $q = p_1 Y_1 + p_2 Y_2$. A oferta é especificada como:

$$\begin{aligned}
 c &= W_1 e + W_2 q \\
 c^l &= W_1 e + W_3 e \\
 W_1 &\sim N(0, .3^2) \quad W_2 \sim \frac{Y_1}{20} \hat{W}_2, \hat{W}_2 \sim N(0, .03^2) \quad e \sim N(0, .1^2) \quad W_3 \sim 10 \frac{W_2}{e} \\
 T &\sim N(0, .3^2) \\
 \mu &= 1, \sigma = 1, \rho = 1, \alpha = 2.5, \beta = 1
 \end{aligned}$$

A solução em forma reduzida para o sistema não restrito é dada por:

$$p_1 = \frac{c_1}{c_1 + c_2} \quad p_2 = \frac{c_2}{c_1 + c_2} \quad Y_1 = \frac{c_1}{c_1 + c_2} Y_1 + \frac{c_2}{c_1 + c_2} Y_2 \quad W_1 = \frac{c_1}{c_1 + c_2} W_1 + \frac{c_2}{c_1 + c_2} W_2$$

Resultados Dentre as simulações s , a proporção de observações restritas i (onde $p_i = c_i^l$) vai de 0,260 a 0,368. As mesmas observações feitas no experimento 1 se aplicam aqui. De modo importante, a estimativa com as variáveis observáveis p, q mais uma vez subestima o verdadeiro grau de poder de mercado em todas as $S = 2000$ simulações. Eu mais uma vez incorretamente rejeito a hipótese de que $\beta = 1$ a favor de maior competição em todas as $S = 2000$ simulações.

DEMANDA

Estimação com:	Variáveis Observáveis p, q	Variáveis Latentes p^*, q^*
	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$
Média (desvio padrão) para simulações s		
$\hat{\alpha}_{1,s}$ (Verdadeiro $\alpha_1 = -.2$)	9.976 (0.804)	9.842 (0.960)
$\hat{\alpha}_{2,s}$ (Verdadeiro $\alpha_2 = -.1$)	-0.997 (0.055)	-0.971 (0.125)
$\hat{\alpha}_{3,s}$ (Verdadeiro $\alpha_3 = .3$)	0.998 (0.042)	0.981 (0.086)
$\hat{\alpha}_{4,s}$ (Verdadeiro $\alpha_4 = -.02$)	-0.199 (0.021)	-0.195 (0.028)

Notas à tabela: (1) As variáveis exógenas excluídas que servem como instrumentos para as variáveis endógenas p e pY_2 são: W_1, W_2, W_3 e as interações destes covariantes com Y_2 . (2) Se especificamos com identificação exata (ou seja, usando somente W_1 e W_1Y_2 como instrumentos), obtemos estimativas semelhantes. (3) Interagir instrumentos com e (W_1e , digamos) também nos dá estimativas semelhantes.

OFERTA	Ameaça de entrada	Bresnahan (1982)		
Estimação com:	Variáveis Observáveis p, q	Variáveis Latentes p^*, q^*		
	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$		
Média (desvio padrão) para simulações s				
$\hat{\theta}_s$ (Verdadeiro $\theta = 1$)	0.437 (0.036)	0.999 (0.036)		
$\hat{\beta}_{1,s}$ (Verdadeiro $\beta_1 = 1$)	2.642 (0.073)	1.003 (0.066)		
$\hat{\beta}_{2,s}$ (Verdadeiro $\beta_2 = 1$)	0.913 (0.079)	1.000 (0.082)		
$s \in \{1, \dots, 2000\}$ tal que o I.C. a 95% para $\hat{\theta}_s^{\text{observed}}$ está abaixo de θ^{true} : 2000 (i.e. 100%)				
$s \in \{1, \dots, 2000\}$ tal que o I.C. a 95% para $\hat{\theta}_s^{\text{latent}}$ está abaixo de θ^{true} : 63 (i.e. 3.2%)				
Mais detalhes da estimação com as variáveis observáveis p, q na amostra inteira:				
Média (desvio padrão) para simulações s onde, para cada s , tomo a media das observações $i \dots$				
...tal que $\chi_i = 1$	Verdadeiro, c : 6.509 (0.020)	Estimado, \hat{c} : 11.461 (0.335)	Verdadeiro, $\eta^{\frac{p-c}{p}}$: 0.991 (0.004)	Estimado, $\eta^{\frac{p-\hat{c}}{p}}$: 0.449 (0.036)
...tal que $\chi_i = 0$	Verdadeiro, c : 6.423 (0.031)	Estimado, \hat{c} : 10.348 (0.343)	Verdadeiro, $\eta^{\frac{p-c}{p}}$: 0.803 (0.009)	Estimado, $\eta^{\frac{p-\hat{c}}{p}}$: 0.428 (0.035)

Notas à tabela: (1) As variáveis exógenas excluídas servindo como instrumentos para a variável

endógena Y_1 e Y_2 são: Y_1 , Y_2 (obtemos estimativas bastante semelhantes se utilizarmos Y_1 , Y_2). (2) Especificar identificação exata (usando somente Y_2 e $W_2 Y_1$ como instrumentos) gera estimativas semelhantes (3) Obtemos estimativas semelhantes se adicionarmos uma constante ao modelo estimado. (4) Para cada simulação s , avaliamos o verdadeiro c e estimamos \hat{c} no valor médio dos covariantes das observações i . (5) Para cada simulação s , avalio o índice de Lerner ajustado pela elasticidade tanto em seu valor verdadeiro como estimado para cada observação i e tomamos seus valores médios em i (estimador assume que ξ é conhecido para que possamos ignorar erros amostrais e focalizar na inconsistência da oferta).

Experimento 3: Demanda Exponencial e Custo Marginal Linear

Especificamos agora uma demanda exponencial. Diminuo o número de simulações (para reduzir o tempo de processamento, pois o sistema é agora não linear) e mantenho $N = 1000$. A demanda é:

$$\ln q = p - \alpha_1 Y_1 - \alpha_2 Y_2$$

$$Y_1 \sim N(0, 1^2) \quad Y_2 \sim N(0, .6^2) \quad \alpha_1 \sim N(0, .4^2)$$

$$\alpha_2 \sim N(2, .2^2), \quad \alpha_3 \sim N(3, .3^2), \quad \alpha_4 \sim N(0, .02^2)$$

tal que q se torna $q = e^{\ln q}$. A oferta é agora especificada como:

$$c = W_1 e^{-W_2 q}$$

$$c^I = W_3 e^{-W_4 q}$$

$$W_1 \sim N(0, .3^2) \quad W_2 \sim N(2, .02^2) \quad W_3 \sim N(0, .1^2) \quad W_4 = 5 \frac{W_2}{e} \quad T, T \sim N(0, .4^2) \quad \alpha_1 \sim N(0, 1^2)$$

$$\alpha_2 \sim N(1, .2^2), \quad \alpha_3 \sim N(1, .3^2), \quad \alpha_4 \sim N(1, .02^2)$$

A solução em forma reduzida para o sistema não restrito é obtida implicitamente:

$$\ln q = p - \alpha_1 Y_1 - \alpha_2 Y_2 - W_2 q = W_1 e^{-W_2 q} - W_3 e^{-W_4 q}$$

Resultados Dentre as simulações s , a proporção de observações restritas i (onde

$p_i \text{ e } c_i'$) vai de 0,203 a 0,289. As mesmas observações feitas no experimentos 1 e 2 se aplicam aqui. De modo importante, a *estimação com as variáveis observáveis* p, q mais uma vez *subestima o verdadeiro grau de poder de mercado em todas as* $S = 500$ *simulações*. Eu mais uma vez incorretamente rejeito a hipótese de que $\alpha_1 > 1$ a favor de maior competição em todas as $S = 500$ simulações.

DEMANDA		
Estimação com:	Variáveis Observáveis p, q	Variáveis Latentes p^*, q^*
	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$
Média (desvio padrão) para simulações s		
$\hat{\alpha}_{1,s}$ (Verdadeiro $\alpha_1 = -.2$)	-0.243 (0.361)	-0.227 (0.311)
$\hat{\alpha}_{2,s}$ (Verdadeiro $\alpha_2 = -.1$)	-0.096 (0.032)	-0.098 (0.028)
$\hat{\alpha}_{3,s}$ (Verdadeiro $\alpha_3 = .3$)	0.299 (0.015)	0.300 (0.014)
$\hat{\alpha}_{4,s}$ (Verdadeiro $\alpha_4 = -.02$)	-0.020 (0.004)	-0.020 (0.003)

Notas à tabela: (1) As variáveis exógenas excluídas que servem como instrumentos para as variáveis endógenas p e pY_2 são: W_1, W_2, W_3 e as interações destes covariantes com Y_2 . (2) Se especificamos com identificação exata (ou seja, usando somente W_1 e W_1Y_2 como instrumentos), obtemos estimativas semelhantes. (3) Interagir instrumentos com e (W_1e , digamos) também nos dá estimativas semelhantes.

OFERTA	Ameaça de entrada	Bresnahan (1982)		
Estimação com:	Variáveis Observáveis p, q	Variáveis Latentes p^*, q^*		
	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$	Amostra completa $\chi_i \in \{0, 1\}$		
Média (desvio padrão) para simulações s				
$\hat{\theta}_s$ (Verdadeiro $\theta = 1$)	0.746 (0.039)	0.998 (0.041)		
$\hat{\beta}_{1,s}$ (Verdadeiro $\beta_1 = 1$)	1.489 (0.065)	1.004 (0.069)		
$\hat{\beta}_{2,s}$ (Verdadeiro $\beta_2 = 1$)	0.860 (0.147)	1.002 (0.176)		
$s \in \{1, \dots, 2000\}$ tal que o I.C. a 95% para $\theta_s^{\text{observed}}$ está abaixo de θ^{true} : 2000 (i.e. 100%)				
$s \in \{1, \dots, 2000\}$ tal que o I.C. a 95% para θ_s^{latent} está abaixo de θ^{true} : 63 (i.e. 3.2%)				
Mais detalhes da estimação com as variáveis observáveis p, q na amostra inteira:				
Média (desvio padrão) para simulações s onde, para cada s , tomo a media das observações i ...				
...tal que $\chi_i = 1$	Verdadeiro, c : 3.811 (0.019)	Estimado, \hat{c} : 5.222 (0.244)	Verdadeiro, $\eta^{\frac{p-c}{p}}$: 0.958 (0.006)	Estimado, $\eta^{\frac{p-\hat{c}}{p}}$: 0.730 (0.038)
...tal que $\chi_i = 0$	Verdadeiro, c : 3.650 (0.038)	Estimado, \hat{c} : 4.849 (0.250)	Verdadeiro, $\eta^{\frac{p-c}{p}}$: 0.983 (0.009)	Estimado, $\eta^{\frac{p-\hat{c}}{p}}$: 0.799 (0.040)

Notas à tabela: (1) A variável exógena servindo como instrumentos para a variável endógena W_2q é W_2Y_1 (note que X_1 é exógena). (2) Obtemos estimativas semelhantes se adicionarmos uma constante ao modelo estimado. (4) Para cada simulação s , avaliamos o verdadeiro c e estimamos \hat{c} no valor médio dos covariantes das observações i . (5) Para cada simulação s , avalio o índice de Lerner ajustado pela elasticidade tanto em seu valor verdadeiro como estimado para cada observação i e tomamos seus valores médios em i (estimador assume que ξ é conhecido para que possamos ignorar erros amostrais e focalizar na inconsistência da oferta).

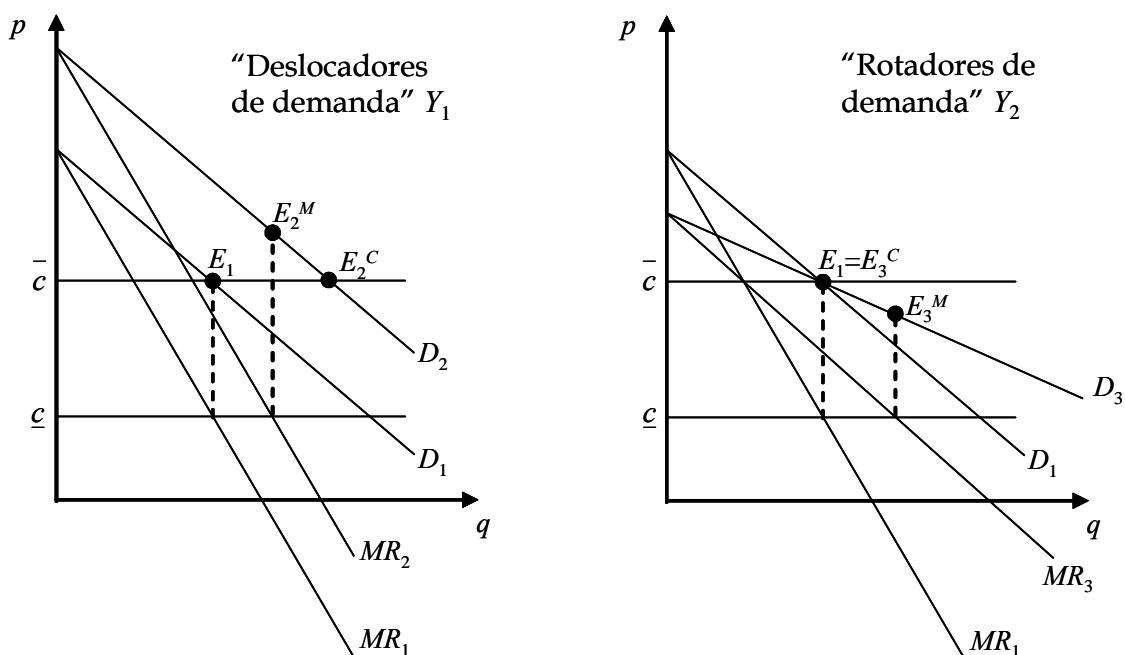


Figura 1: Identificação em um modelo estático (para o exemplo com demanda e custo lineares). Painel à esquerda: Demanda se desloca. Painel à direita: Demanda rotaciona.

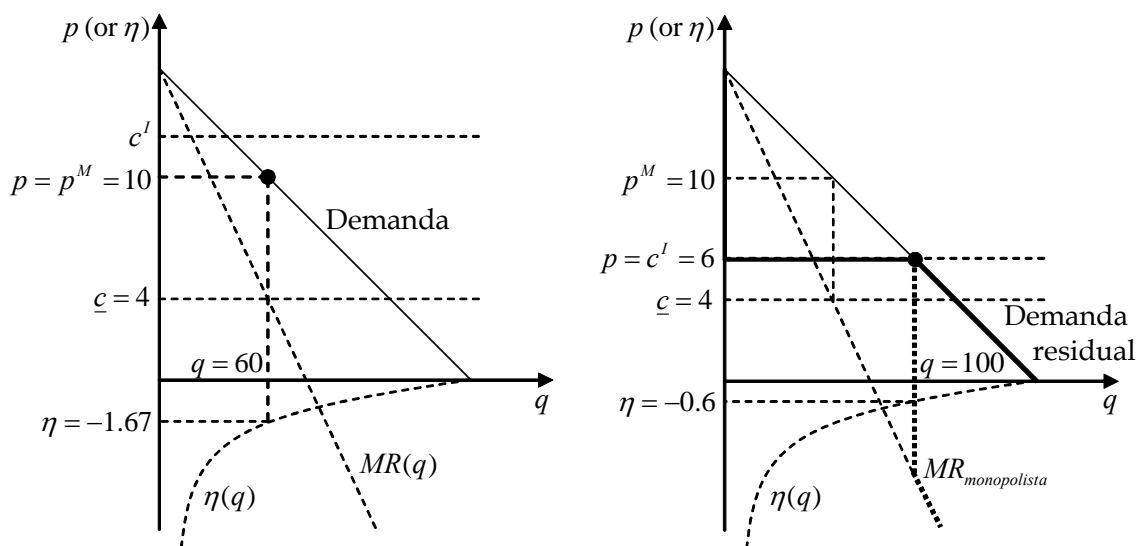


Figura 2: Monopolista enfrentando uma franja competitiva. Figura desenhada para o exemplo de demanda e custo lineares, dado por $p = 16 - q/10$, e $\underline{c} = 4$. (A elasticidade-preço de demanda do mercado como função de q é então $\eta(q) = 1 - 160q^{-1}$.) Painel à esquerda: Importados não restringem o equilíbrio ($p^M \leq c^l$). Painel à direita: Importados restringem o preço em equilíbrio ($p^M > c^l = 6$, conforme desenhado).

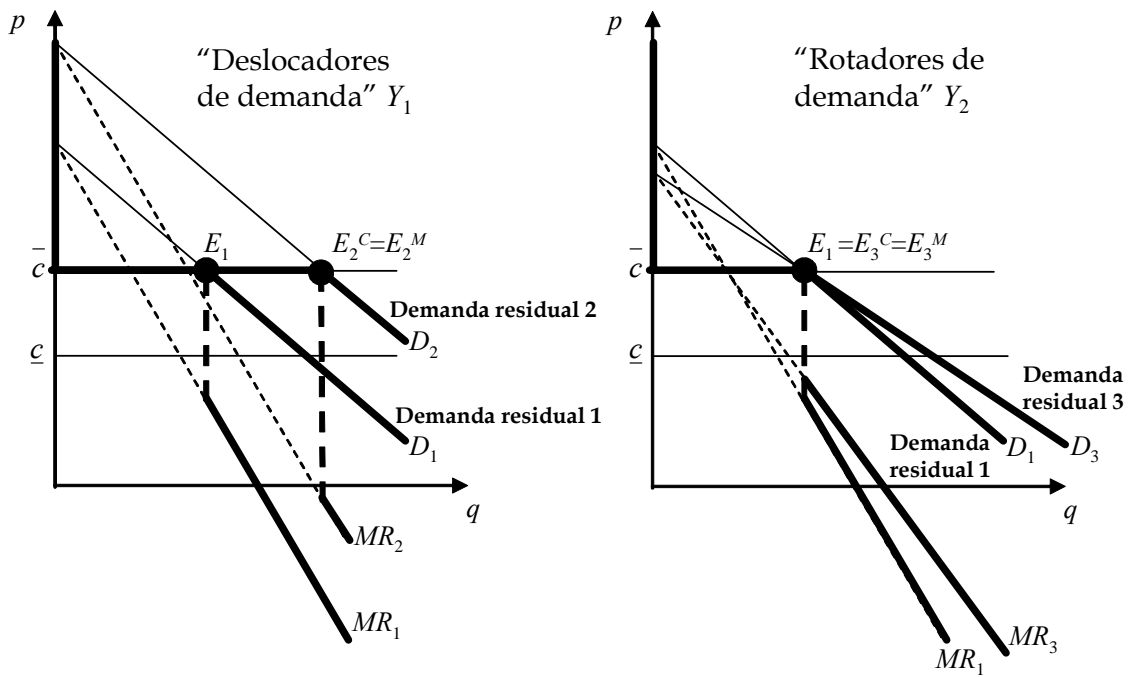


Figura 3: A não-identificação da conduta competitiva sob a ameaça de entrada. Painel à esquerda: Demanda se desloca. Painel à direita: Demanda rotaciona.

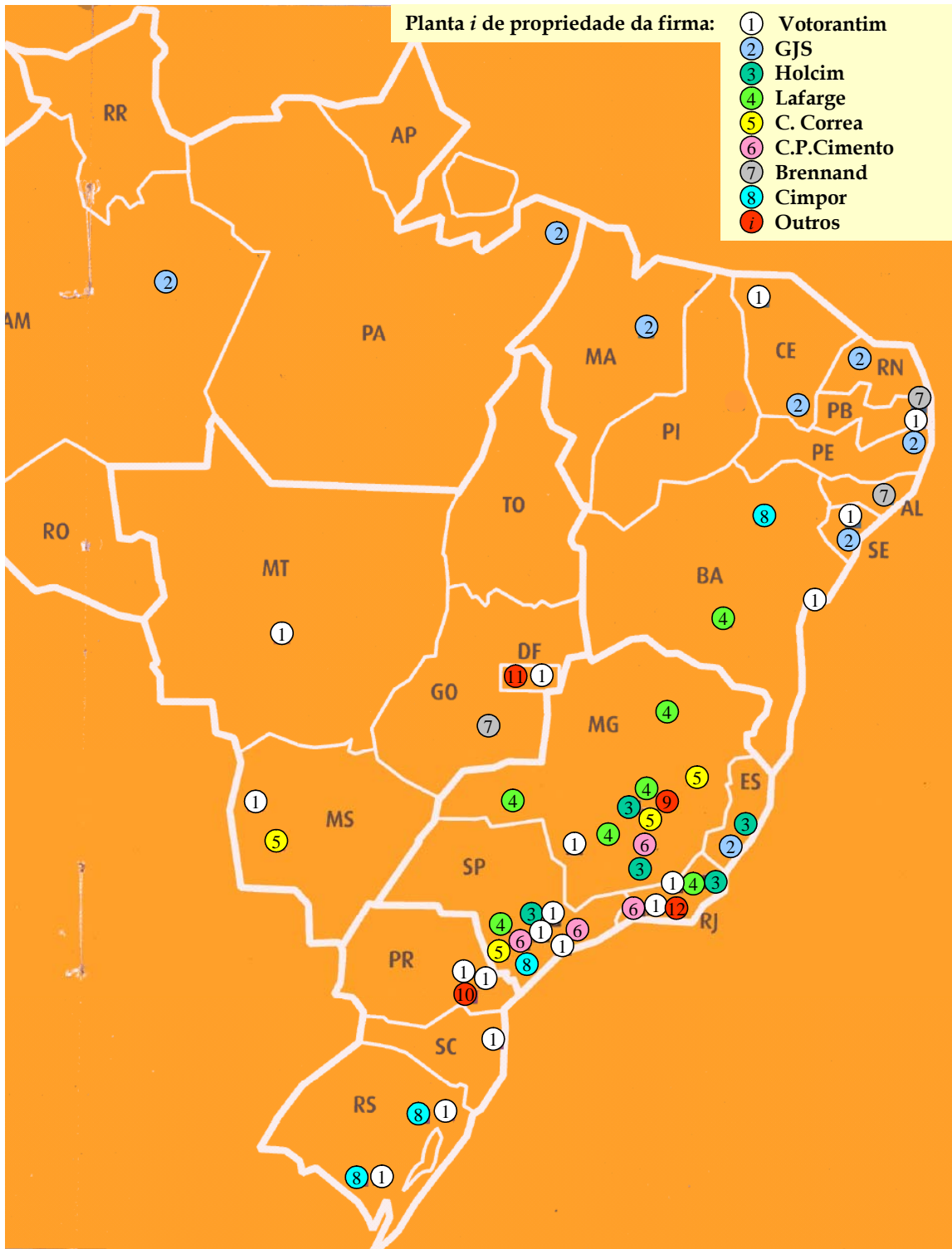


Figura 4: Plantas ativas em 1999

	Desvio				Total 27 estados
	Média	Padrão	Máximo	Mínimo	
Consumo de cimento no estado (kt)	1.483	2.324	11.723	55	40.045
Número de plantas (ativas) de cimento localizadas no estado ⁰	2,1	2,6	11	0	57
Número de firmas de cimento com despachos para o estado	5,7	2,8	11	1	12
Índice de concentração de uma firma (C1) no estado ¹	57%	17%	100%	25%	41%
Índice de concentração de duas firmas (C2) no estado ¹	83%	13%	100%	49%	52%
Índice de concentração de quatro firmas (C4) no estado ¹	97%	6%	100%	77%	70%
Índice de Hirschmann-Herfindahl no estado ¹	4494	1823	10000	1830	2106
% de embarques com origem no estado e destino no próprio estado ²	60%	22%	100%	14%	
% de embarques com origem no estado e destino no próprio estado ou estados vizinhos ²	92%	9%	100%	70%	
Valor Adicionado (decomposição de volume) no Setor de Construção ³	475	726	3.431	9	12.352
Área terrestre (x 1000 /km ²) ⁴	315	370	1.571	6	8.515
População (m, meados de 1999) ⁴	6,1	7,3	35,8	0,3	163,9
Densidade populacional (/km ²)	56,9	84,1	339,5	1,2	19,3
Consumo per capita de cimento no estado (kg p.c.)	211	67	353	104	244
Valor Adicionado no Setor de Construção per capita ³	61	26	108	16	75

⁰ Das 57 plantas, 7 continham apenas operações de moagem (com clínquer adquirido na vizinhança de uma planta com operações integradas)

¹ Baseado em embarques originários de produtores localizados em qualquer estado para compradores localizados no próprio estado

² Aplica-se apenas a estados de onde originam-se embarques (ou seja, estados que contêm plantas)

³ Em unidades monetárias abstratas (índice)

⁴ Fonte: IBGE

Figura 5: Variação na seção de 27 estados do Brasil, Estatísticas Sumárias (variáveis que variam no tempo referem-se a 1999)

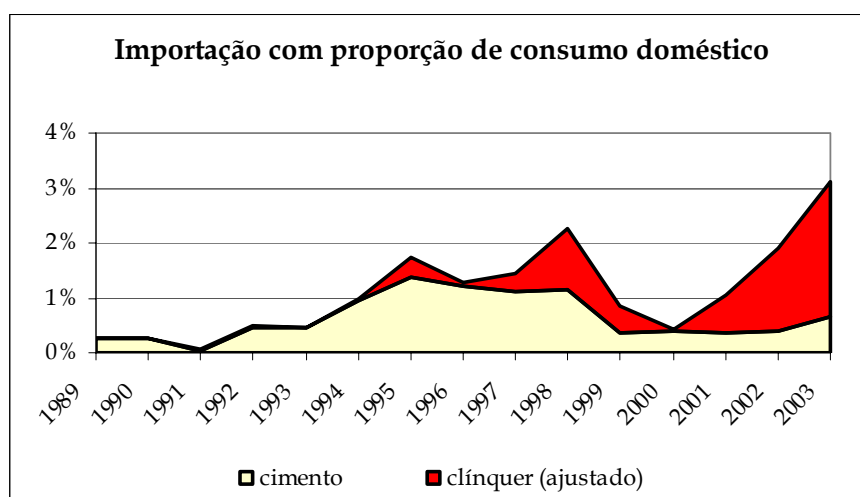


Figura 6: Importação (oficial) de cimento e de clínquer como proporção do consumo doméstico. Fonte: SECEX, MDIC. As quantidades de clínquer foram ajustadas pelo autor para refletir o seu uso na produção de cimento (assume-se que 80% da importação de clínquer destina-se à produção de cimento siderúrgico, com um conteúdo de clínquer de 40%).

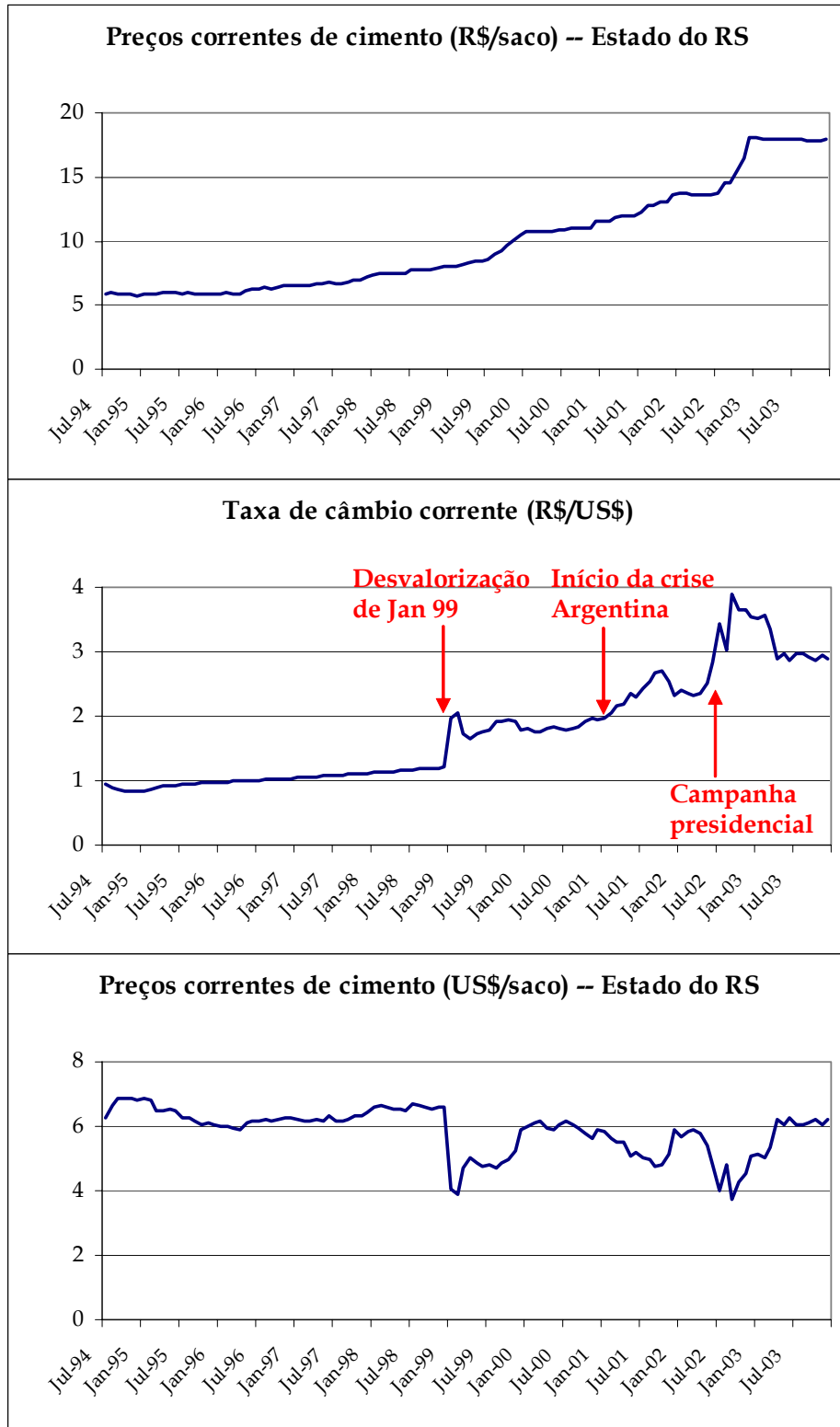


Figura 7: Evolução dos preços correntes de cimento no estado do RS desde julho de 1994. Em R\$ por saco e US\$ por saco

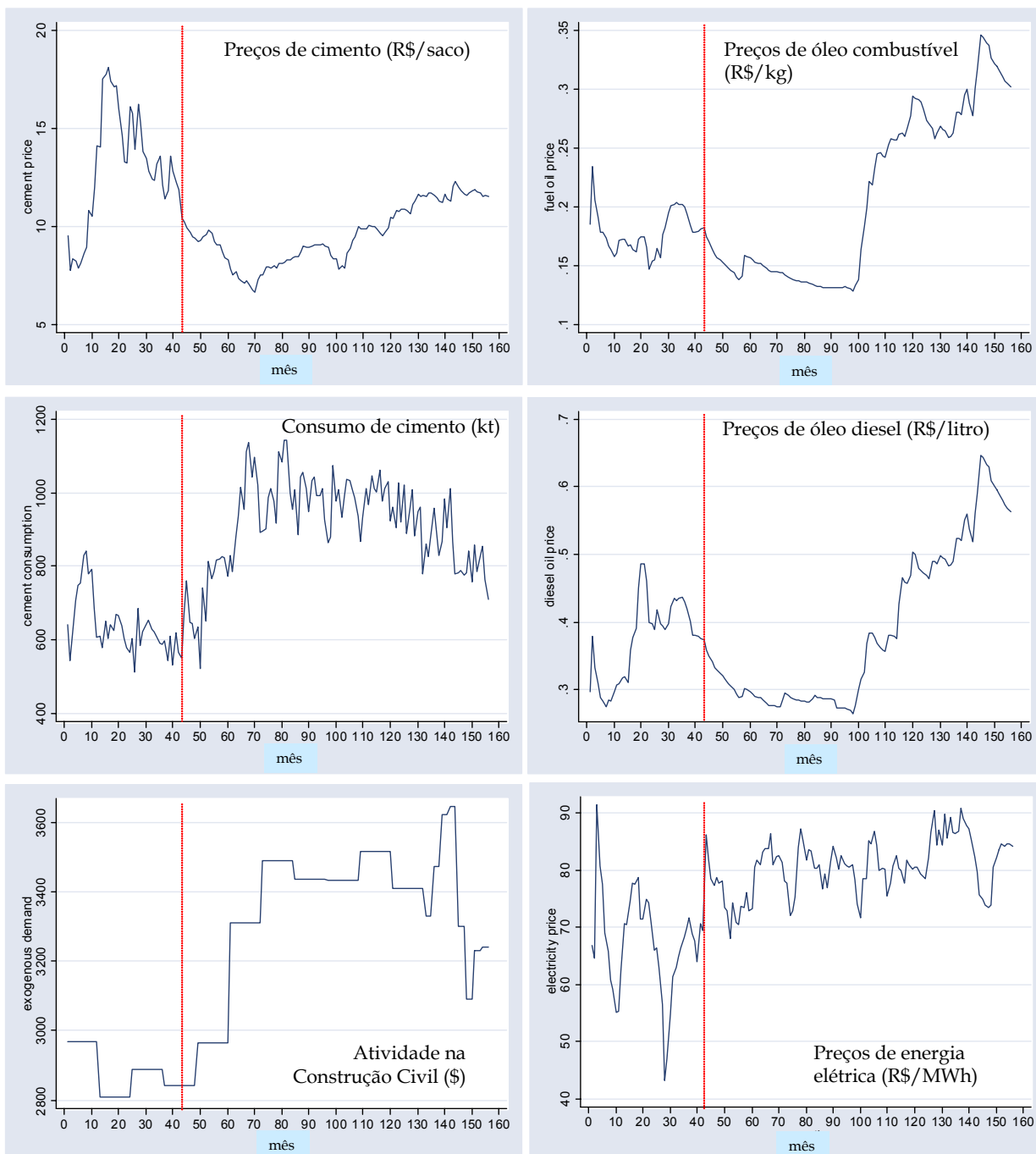


Figura 8: Preços de cimento, consumo, demanda exógena e preços de fatores para o estado de São Paulo. Todos os preços estão em R\$ constantes de dezembro de 1999. Observações mensais, a observação 1 correspondendo a janeiro de 1991. O mês de lançamento do plano de estabilização, julho de 1994, está marcado com as linhas pontilhadas.

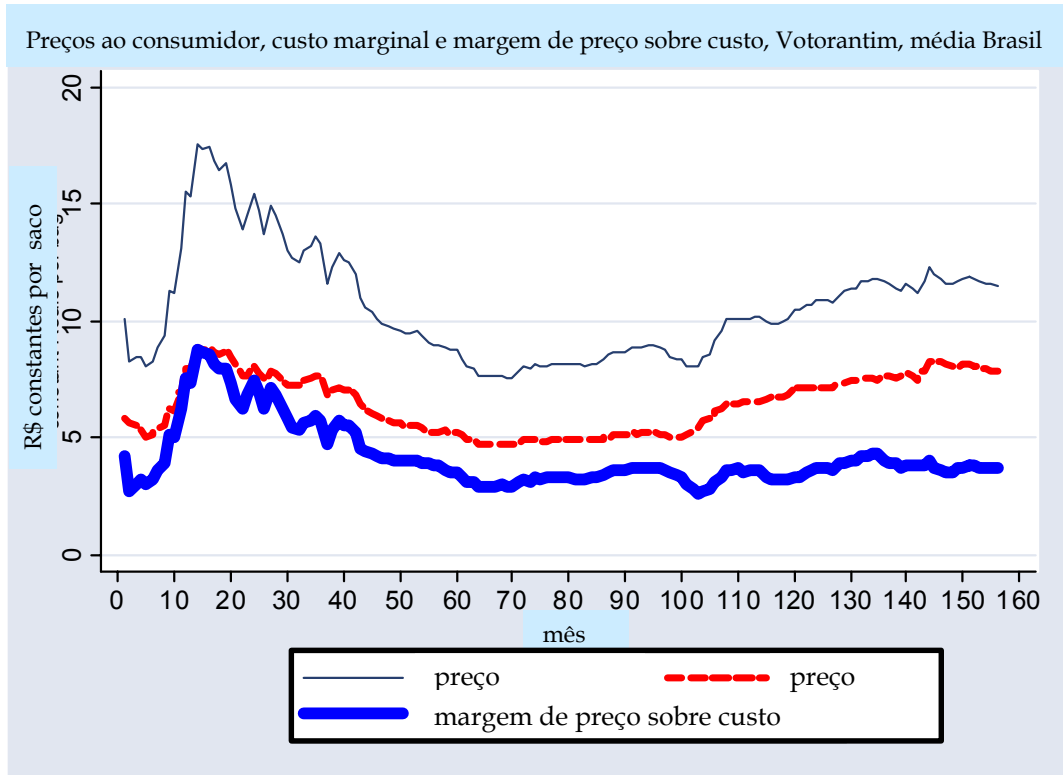


Figura 9: Evolução dos preços médios ao consumidor, custo marginal e margem de preço sobre custo para as vendas da Votorantim em todo o território nacional. Em R\$ por saco constantes de dezembro de 1999

		(I)	(II)	(III)	(II B)	(III B)
		MQO	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E
			restrição ativa	restr. não ativa	restrição ativa	restr. não ativa
No. Observações		156	156	156	156	156
R ²		0,840				
Constante	coef	2,241 *	2,828 **	2,439 *	0,212	0,729
	e.p.	(1,202)	(1,210)	(1,236)	(1,357)	(1,333)
Demanda exóg.	coef	0,00159 ***	0,00141 ***	0,00152 ***	0,00225 ***	0,00203 ***
	e.p.	(0,00038)	(0,00039)	(0,00039)	(0,00043)	(0,00042)
Log Preço	coef	1,093 **	0,852 *	1,003 *	1,954 ***	1,702 ***
	e.p.	(0,498)	(0,504)	(0,514)	(0,564)	(0,554)
Interação	coef	-0,000428 ***	-0,000355 **	-0,000396 **	-0,000709 ***	-0,000607 ***
	e.p.	(0,000160)	(0,000163)	(0,000166)	(0,000181)	(0,000176)
Dummies trimestrais		Incluídas	Incluídas	Incluídas	Incluídas	Incluídas
Demanda exógena, avaliada na média da fase pré estabilização:						
2.883						
Constante	coef	6,825 ***	6,898 ***	6,815 ***	6,699 ***	6,594 ***
	e.p.	(0,143)	(0,144)	(0,145)	(0,155)	(0,167)
Log Preço	coef	-0,142 **	-0,171 ***	-0,138 **	-0,091	-0,048
	e.p.	(0,055)	(0,056)	(0,056)	(0,060)	(0,065)
Demanda exógena, avaliada na média da fase pós estabilização:						
3.338						
16% crescimento versus fase pré estabilização						
Constante	coef	7,549 ***	7,541 ***	7,507 ***	7,724 ***	7,521 ***
	e.p.	(0,129)	(0,136)	(0,135)	(0,142)	(0,141)
Log Preço	coef	-0,337 ***	-0,333 ***	-0,318 ***	-0,414 ***	-0,325 ***
	e.p.	(0,058)	(0,060)	(0,060)	(0,063)	(0,062)
Teste de sobreidentificação			Rejeita	Rejeita	Passa	Passa

Notas: Erros padrão robustos à heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West 1 lag)

*** Nível de significância (diferente de zero) de 1%; ** Significância de 5%; * Significância de 10%

Variável dependente é o logaritmo de consumo

Variáveis dummy trimestrais para trimestres 1, 2 e 3 estão inclusas, mas as estimativas estão omitidas

Figura 10: Estimativas de demanda para o estado de São Paulo

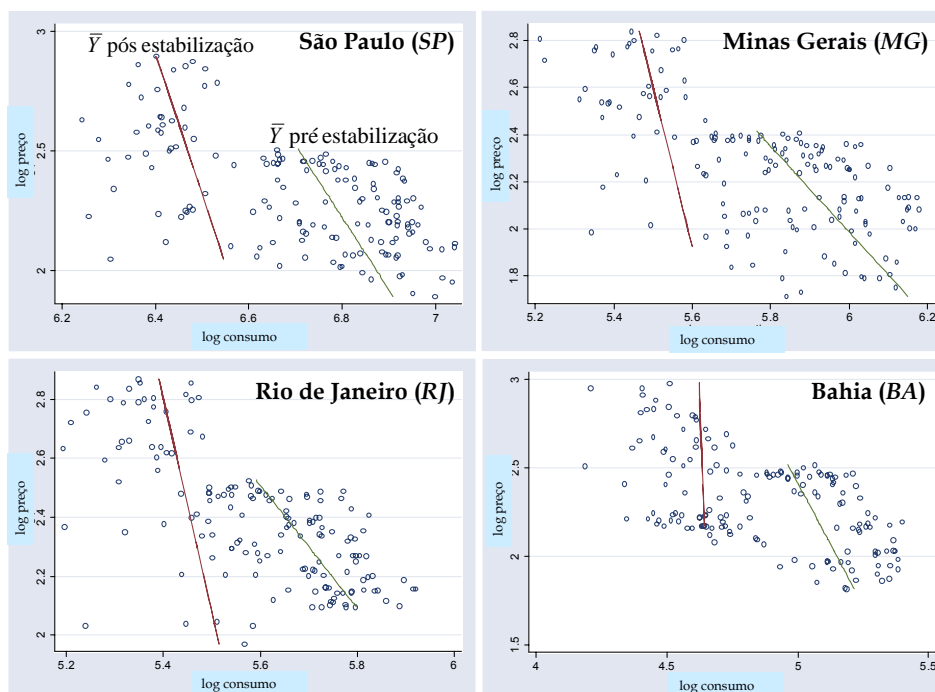


Figura 11: Curvas de demanda estimadas para os quatro maiores mercados. (Log) Preços contra (Log) Consumo. Avaliadas a partir dos valores médios da demanda exógena nos períodos pós e pré-estabilização

(II)

Estado	Consumo de cimento em 1999 (kt)	MQ2E --- Premissa: Restrição dos importados é ativa					
		Interação		Log Preços: Y avaliada na média da fase:			
		coef	e.p.	pré estabilização		pós estabilização	
				coef	e.p.	coef	e.p.
20 SP	11.723	-0,000355	(0,000163) **	-0,171	(0,056) ***	-0,333	(0,060) ***
17 MG	5.090	-0,001067	(0,000235) ***	-0,147	(0,063) **	-0,549	(0,059) ***
19 RJ	3.809	-0,002660	(0,000575) ***	-0,137	(0,059) **	-0,481	(0,057) ***
16 BA	2.461	-0,003048	(0,000815) ***	-0,027	(0,065)	-0,361	(0,079) ***
21 PR	2.321	-0,001015	(0,000647)	-0,137	(0,087)	-0,278	(0,088) ***
23 RS	2.221	-0,001057	(0,000762)	-0,228	(0,037) ***	-0,379	(0,097) ***
22 SC	1.648	-0,003488	(0,002647)	0,020	(0,091)	-0,180	(0,095) *
13 PE	1.225	-0,003389	(0,001675) **	-0,285	(0,093) ***	-0,469	(0,061) ***
10 CE	1.139	-0,005347	(0,001662) ***	-0,142	(0,125)	-0,562	(0,113) ***
18 ES	837	-0,003029	(0,002317)	-0,370	(0,078) ***	-0,480	(0,068) ***
8 MA	765	-0,020114	(0,007056) ***	-0,097	(0,187)	-0,564	(0,126) ***
12 PB	565	-0,036712	(0,007397) ***	-0,123	(0,081)	-0,715	(0,111) ***
11 RN	531	-0,005411	(0,004692)	-0,145	(0,146)	-0,300	(0,078) ***
25 MS	454	0,000899	(0,004419)	-0,431	(0,047) ***	-0,415	(0,071) ***
14 AL	384	0,080309	(0,030990) **	-0,475	(0,127) ***	-0,351	(0,112) ***
9 PI	379	0,015324	(0,012214)	-0,657	(0,272) **	-0,330	(0,103) ***
15 SE	282	0,003937	(0,020794)	-0,145	(0,136)	-0,136	(0,099)

Notas: Erros padrão robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação (Newey-West 1 lag)

*** Nível de significância (diferente de zero) de 1%; ** Significância de 5%; * Significância de 10%

Figura 12: Estimativas de demanda por estado, Resumo

	(I) MQ2E		(II) MQ2E	
	Amostra inteira		Subamostra: pós estabilização	
	coef	e.p. bootstrap	coef	e.p. bootstrap
No. Observações	2652		1938	
<u>Parâmetros de conduta específicos a cada mercado</u>				
20 SP	0,0167	(0,0194)	0,0021	(0,0152)
17 MG	0,0194	(0,0127)	-0,0049	(0,0163)
19 RJ	0,0079	(0,0206)	-0,0112	(0,0120)
16 BA	0,0004	(0,0100)	-0,0268 *	(0,0142)
(Parâmetros referentes a outros 13 mercados estão omitidos nessa tabela)				
<u>Preços de fatores</u>				
Óleo combustível (interagido com uso)	18,1368 ***	(2,7773)	20,1344 ***	(2,7119)
Carvão mineral (interagido com uso)	0,0906 ***	(0,0343)	0,0447	(0,0430)
Energia elétrica	0,0343 ***	(0,0125)	0,0494 ***	(0,0169)
Mão de obra	-7,7850 ***	(1,2287)	-3,9898 ***	(1,1363)
Frete (distância interagida com o preço de óleo diesel)	0,0065 **	(0,0028)	0,0066 **	(0,0026)
<u>Outros deslocadores de oferta</u>				
Tamanho das plantas fornecedoras	-9,38E-08	(5,84E-07)	4,56E-08	(6,64E-07)
Idade das plantas fornecedoras	0,0191	(0,0316)	0,0188	(0,0321)
Controle de preços (Jan 91 a Out 91)	-4,4828 ***	(0,8479)		
Intercepto (para SP)	12,1986 ***	(2,6814)	6,9360 **	(2,8436)
(Outros efeitos fixos específicos a cada mercado estão omitidos nessa tabela)				

Notas: Erros padrão robustos à heterocedasticidade, calculados com bootstrapping levando em consideração que a demanda foi estimada num primeiro estágio. 1000 repetições, com *clustering* por mês

(p.ex. em (I), cada amostra de bootstrap consiste em 156 realizações mensais, e para mês de uma amostra de bootstrap há 17 mercados).

As estimativas de demanda do primeiro estágio de (II) também baseadas na subamostra pós estabilização.

*** Nível de significância (diferente de zero) de 1%; ** Significância de 5%; * Significância de 10%

Variável dependente é o preço de cimento em R\$/saco (preços de dezembro de 1999)

Figura 13: Estimação de uma equação de apreçamento estática, assumindo que custos são desconhecidos. Instrumentada com variáveis exógenas de demanda.

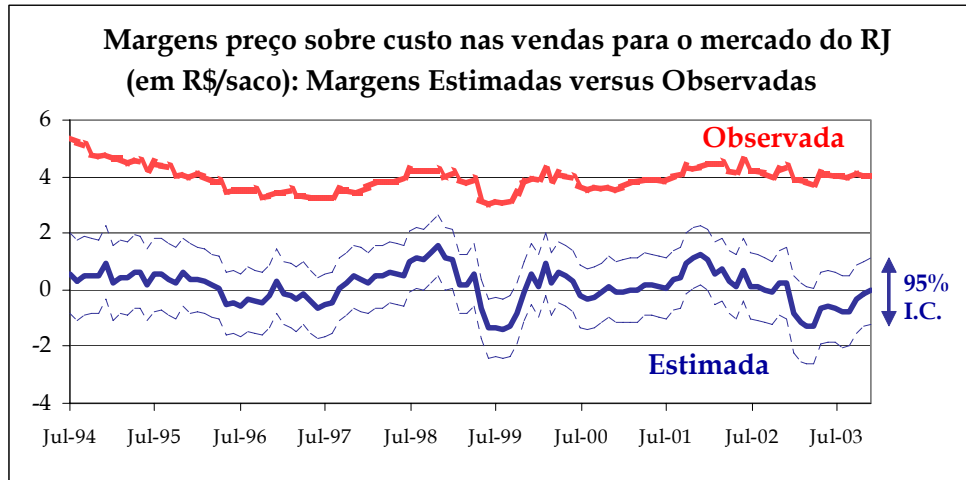


Figura 14: Margens preço sobre custo estimadas (médias) nas vendas para o mercado do RJ, conforme estimativas da equação de apreçamento estática, contra margens preço sobre custo observadas. Em R\$/saco constantes de dezembro de 1999.

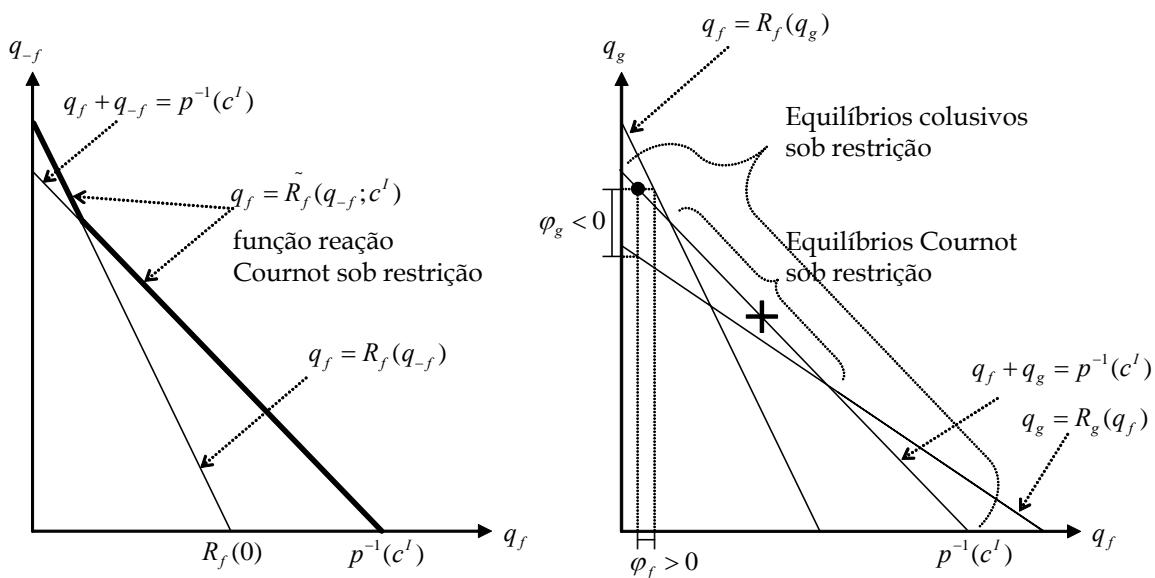


Figura 15: Identificando condutas mais colusivas contra Cournot quando importados restringem preços de equilíbrio. A figura refere-se a um mercado local específico. Painel à esquerda: Sob a hipótese nula, ilustra-se a função reação sob restrição da firma f , competindo com firmas rivais domésticas e com importados. Painel à direita: Equilíbrios restritos sob hipóteses comportamentais distintas: Cournot e colusão. A restrição de importados está ativa para ambos os equilíbrios ilustrados, marcados por $+$ e \square . Pode-se rejeitar Cournot, em favor de conduta mais colusiva, apenas para a firma f no equilíbrio marcado por \square .