

O MÉTODO DE BRESNAHAN-LAU: UMA NOTA CAUTELAR SOBRE A SUA APLICABILIDADE



Alberto Salvo¹

Nota:

(1) Esta nota foi encomendada pela Ilma. Professora Dra. Elizabeth M. M. Q. Farina, Presidente do Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), Órgão do Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC). Agradeço os comentários recebidos de ouvintes durante palestra proferida no CADE.

Professor-Assistente da Kellogg School of Management, Northwestern University ;

Ph.D. em Economia pela London School of Economics, 2005;

Mestre em Economia pela London School of Economics, 2000;

Bacharel em Engenharia pela Universidade de São Paulo, 1994.

1 Introdução; **2** Arcabouço Teórico: o Método de Bresnahan-Lau para Inferência de Oferta; **3** Modelos Comportamentais Em Que o Método Bresnahan-Lau Produz Estimativas Viesadas; **3.1** O Modelo de Colusão com Informação Perfeita de Rotemberg e Saloner (1986) (Corts, 1999); **3.1.1** Exemplo da Magnitude do Viés; **3.2** O Modelo de Tetos de Preços (Salvo, 2007); **3.2.1** Exemplo da Magnitude e do Sinal do Viés; **3.3** Exemplos Empíricos de Equilíbrios Restritos; **4** Discussão; Referências Bibliográficas; A Apêndice: Um Caso Antitruste (Versão Pública); Demanda; Oferta; Programa.

Northwestern University (KSM)²

Nota:

(2) Correspondência com o autor: Kellogg School of Management, Management and Strategy Department, 2001, Sheridan Road , Evanston , IL 60208 , EUA; ou e-mail: a-salvo@kellogg.northwestern.edu.

Outubro de 2007

VERSÃO PÚBLICA

ABSTRACT

Esta nota oferece uma análise crítica sobre a prática de inferência da margem de preço sobre custo a partir de uma classe muito particular de modelos comportamentais de conduta competitiva. O trabalho documenta o contexto específico para o qual a abordagem de Bresnahan (1982) e Lau (1982) foi desenvolvida, para então apresentar modelos comportamentais alternativos, porém amplamente disseminados, em que a abordagem produz estimativas viesadas. Como o seu poder de teste é baixo, a utilização da técnica requer cautela. A nota também comenta a utilização do método de Bresnahan-Lau no trabalho de defesa de empresas brasileiras acusadas de cartelização no âmbito do SBDC. Buscando ser acessível, o programa que estima diversas especificações do lado de demanda e do lado de oferta é disponibilizado.

1 INTRODUÇÃO

Esta nota tem como objetivo prover uma análise crítica sobre a prática de inferência do lado de oferta de uma indústria a partir de uma classe muito particular de modelos comportamentais de conduta competitiva. Uma questão clássica na literatura empírica de Organização Industrial, bem como na política de defesa da concorrência, é como estimar o grau de poder de

mercado exercido pela firma na situação típica em que o analista não tem conhecimento de seu custo marginal. Em outras palavras, o analista deseja decompor o preço que ele observa em duas partes que ele não observa: a primeira sendo atribuída ao custo marginal, e a segunda sendo atribuída ao poder de mercado. Remontando a Bresnahan (1982) e a Lau (1982), uma abordagem estabelecida na literatura (mas a cada dia menos utilizada na prática) procura distinguir entre esses dois componentes – custo e margem sobre custo – a partir da estática comparativa de equilíbrio. O analista começa por especificar uma certa classe de modelos comportamentais, argumentando (ou apenas esperando) que o verdadeiro modelo comportamental está (esteja) aninhado nessa classe de modelos, sendo exemplos os modelos polares de concorrência perfeita e de monopólio, e o modelo de conduta “intermediária” Cournot. O analista também especifica as formas funcionais das curvas de demanda e de custo marginal, bem como a maneira como as variáveis exógenas à indústria covariam.

O propósito de toda essa estrutura especificada pelo analista é de informar o padrão de conduta competitiva da indústria. Como haveria de ser, em tratando-se de acadêmicos de tamanho calibre, a teoria por trás do método de Bresnahan-Lau (como irei me referir à técnica) não está em si errada. No entanto, vou argumentar aqui que o problema surge na implementação prática do método, o que limita sua aplicabilidade. A estrutura especificada pelo analista, partindo da classe de modelos comportamentais definida pela equação de precificação adotada, está longe de ser inócua e é, em larga parte, não testável. Assim, a fragilidade do uso da técnica de Bresnahan-Lau decorre do conjunto de hipóteses mantidas (não testadas) a serem feitas pelo analista. Não surpreende, portanto, que a utilização do método deixou de ser “*mainstream*”, sobrevivendo apenas em alguns círculos acadêmicos e de política antitruste.

A presente nota tem três partes. Na primeira parte, a Seção 2 apresenta o arcabouço teórico que fundamenta o método de Bresnahan-Lau. Procuo apresentar a metodologia (i) de maneira intuitiva, com o uso de figuras estabelecidas na literatura, e (ii) de forma um pouco mais formal, para dar precisão à minha linha de argumentação. Simplificando um pouco, imaginemos uma indústria de sorvete cartelizada que aja de modo idêntico a um monopolista – como veremos, em si uma situação já muito particular, pois exclui vários modelos disseminados de cartéis. Imaginemos também que, na época do verão, a demanda por sorvete fique menos sensível a preço. Supondo-se a correta estimação da curva de demanda, e a correta especificação da forma funcional de custo marginal, o analista irá corretamente concluir, ao observar a magnitude do aumento de preço no verão, que a hipótese de concorrência pode ser rejeitada em favor de monopólio.

Na segunda parte, as Seções 3 e 4 (“Modelos comportamentais em que o método Bresnahan-Lau produz estimativas viesadas” e “Discussão”, respectivamente) apresentam o quão particular é o contexto que fundamenta a inferência de poder de mercado (monopólio) a partir da estática comparativa do exemplo acima (inverno → verão → inverno). Novamente simplificando, imaginemos uma situação alternativa ao monopólio, e possivelmente mais realista, em que o cartel de sorvete não consegue agir conforme um monopolista: ciente de que a tentação por parte de seus membros de desviar estará no auge do verão em função da sazonalidade, o acordo colusivo do cartel prevê uma *redução*, ao invés de um aumento, no preço de sorvete nessa época do ano (esse é o modelo clássico de Rotemberg e Saloner, 1986). Mais uma vez, o analista utiliza-se do método de Bresnahan-Lau, apesar de a classe de modelos comportamentais considerada pelo método ser muito específica e não incluir o modelo mais geral desse cartel de sorvete. Como Corts (1999) demonstra, o uso indiscriminado do método de Bresnahan-Lau poderá conduzir a erro do tipo II: ao observar o não-aumento de preços no verão, o analista poderá deixar de rejeitar a hipótese nula de concorrência perfeita (margem de preço sobre custo marginal sendo zero) contra a verdadeira hipótese de cartel (margem de preço sobre custo sendo positiva).

Alternativamente, consideremos uma outra situação, em que o cartel de sorvete aja conforme um monopolista mas está ciente de que os preços superiores a um certo patamar (e possivelmente muito superiores a seu custo marginal) podem chamar a atenção da autoridade antitruste (como em Glazer e McMillan, 1993) ou ocasionar substancial entrada de rivais domésticos ou de produtos importados, ambos de alto custo, optando, portanto, por permanecer abaixo de um teto de preços. Como Salvo (2007) demonstra, o analista poderá novamente cometer erro do tipo II, deixando de rejeitar a hipótese nula de (“mais”) concorrência (preço mais próximo de custo) quando a hipótese verdadeira é a de (“mais”) conluio (preço mais distante de custo). Ou imaginemos ainda a situação em que, diante da dificuldade de coordenar preços na medida em que as condições de demanda flutuam, o cartel adota uma margem fixa (mas positiva) sobre custo marginal. Novamente, o analista poderá cometer erro do tipo II, deixando de rejeitar a hipótese falsa de preço próximo de custo.

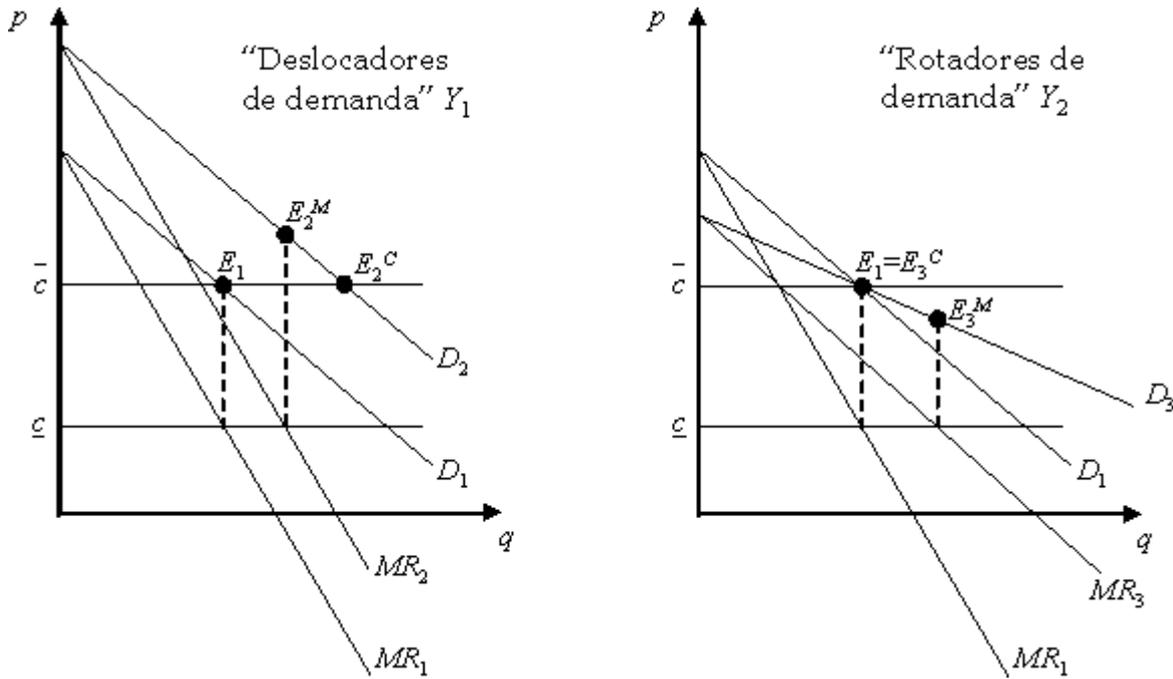
Por fim, a terceira parte dessa nota, já no Apêndice, comenta a utilização do método de Bresnahan-Lau no trabalho de defesa de empresas acusadas de cartelização em um caso de infração antitruste. Segundo o parecer econômico da defesa, o qual ignora o baixo poder de teste do método, a estimativa obtida para um certo parâmetro de conduta (descrito abaixo) “nos leva a concluir que o mercado está em concorrência perfeita”. Eu argumento, a partir da estimação de especificações alternativas ao preço – ignora a hipótese subjacente muito particular e não testada sobre como o preço responderia a variações na elasticidade de demanda, na eventualidade de ocorrer exercício de poder de mercado. Buscando ser acessível, o programa (escrito na linguagem Stata) utilizado na preparação do comentário é disponibilizado.

2 ARCABOUÇO TEÓRICO: O MÉTODO DE BRESNAHAN-LAU PARA INFERÊNCIA DE OFERTA

O modelo estático considerado por Bresnahan (1982) e Lau (1982) é representado na Figura 1. Começamos assumindo a demanda linear e o custo marginal constante. Posteriormente, consideraremos outras formas funcionais, tanto do lado de demanda como do lado de custos. O analista estrutural observa a realização de mercado E_1 e deseja identificar a hipótese comportamental ($H_{\text{verdadeiro}}$) que gerou este resultado: digamos que ele esteja procurando distinguir entre duas hipóteses alternativas: a de um cartel (monopólio) com custo baixo \underline{c} , contra a hipótese de tratar-se de uma indústria competitiva com custo elevado \bar{c} . O analista, então, observa uma variação nas condições exógenas de demanda Y (seja um deslocamento no painel à esquerda, ou uma rotação ao redor de E_1 no painel à direita) e o equilíbrio se altera de forma distinta de acordo com a verdadeira hipótese comportamental: (i) no caso de um deslocamento na curva de demanda, este muda ou para E_2^M (se $H_{\text{verdadeiro}} = \text{monopólio}$) ou para E_2^C (se $H_{\text{verdadeiro}} = \text{concorrência}$), e (ii) no caso de uma rotação na curva de demanda, o equilíbrio muda ou para E_3^M (se $H_{\text{verdadeiro}} = \text{monopólio}$) ou permanece em $E_1 = E_3^C$ (se $H_{\text{verdadeiro}} = \text{concorrência}$). O monopólio é “observacionalmente distinto” (do inglês, *observationally distinct*) de competição, porque a

resposta dos preços a choques exógenos de demanda é diferente: enquanto as firmas com poder de mercado modificam seus preços de modo a assegurar que a receita marginal e o custo marginal se igualem; em um mercado competitivo os preços são iguais ao custo marginal.

Figura 1

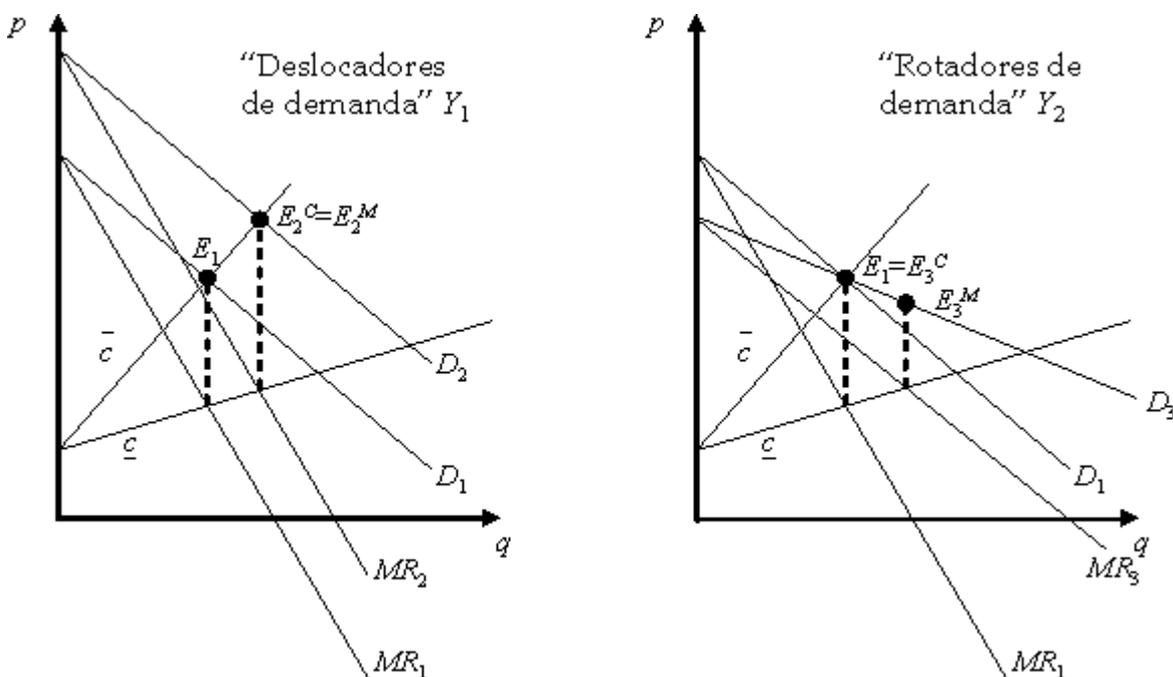


Identificação em um modelo estático específico (para o exemplo com demanda linear e custo marginal constante). Painel à esquerda: Demanda se desloca. Painel à direita: Demanda rotaciona.

A Figura 2 considera o caso mais geral, em que o custo marginal cresce de forma linear na quantidade. Vê-se a importância da premissa de forma funcional no método de Bresnahan-Lau. Agora, um deslocamento da curva de demanda (painel à esquerda) não mais distingue a hipótese comportamental: tanto sob a hipótese de monopólio como sob a hipótese de concorrência o analista observa uma alteração idêntica do equilíbrio para $E_2^M = E_2^C$. Já a maneira como os preços respondem a uma rotação na curva de demanda (painel à direita) é distinta de acordo com a hipótese comportamental: o preço mantém-se inalterado quando há concorrência, mas varia quando há poder de mercado ³.

Nota:
 (3) Ainda para ilustrar a importância da hipótese mantida de forma funcional, note que se a demanda for exponencial, as rotações de demanda são necessárias para identificar a conduta, mesmo quando o custo marginal é constante na quantidade. Ver o tratamento dado a diferentes formas funcionais no Apêndice.

Figura 2



Identificação em um modelo estático específico (para o exemplo com demanda e custo marginal lineares). Paineis à esquerda: Demanda se desloca. Paineis à direita: Demanda rotaciona. Diante da rotação no sentido anti-horário (ou seja, aumento da perda do peso morto e redução do excedente do consumidor não capturado), o monopolista reduz o preço.

Seguindo o resumo de Bresnahan (1989), a literatura empírica sobre conduta competitiva tipicamente assume que o preço P e a quantidade q observados pelo analista resolvem um sistema dado pela função de demanda de mercado:

$$q = D(p, Y, \varepsilon_d; \alpha) \quad (1)$$

e pela equação estática de apreçamento (*pricing equation*), digamos na forma agregada:

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

onde $p(q, \cdot) = D^{-1}(q, \cdot)$ é a demanda inversa, $c(q, \cdot)$ é o custo marginal, e W captura as variáveis exógenas de oferta observadas pelo analista [comparar com as variáveis exógenas de demanda Y observadas incluídas em (1)]. Os termos de erro (de média zero) ε^d e ε^s capturam, respectivamente, os componentes exógenos de demanda e de oferta que não são observados pelo analista. A partir de hipóteses mantidas sobre a forma funcional de $D(p, \cdot)$ e de $c(q, \cdot)$, o analista deseja estimar os parâmetros α (demanda), β (custo marginal) e θ (conduta ou, nas palavras mais eloqüentes de Bresnahan 1989, “o grau de concorrência da conduta oligopolística”, p. 1016 – tradução livre)⁴. A estimativa consistente dos parâmetros estruturais oferece uma medida natural do grau de poder de mercado, obtida rearranjando-se a equação de precificação (2):

Nota:

(4) Exemplos ao longo dos anos incluem Gollop e Roberts (1979), Porter (1983), Roberts (1984), Suslow (1986), Bresnahan (1987), Brander 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 o método.

$$\theta = \frac{p - c(q, W, \beta) - \varepsilon^s}{-q \frac{\partial p(q, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q}}, \text{ ou simplesmente } \theta = -\eta \frac{p - c}{p} \quad (3)$$

Interpretando-se o erro ε^s como custo marginal, θ equivale à margem proporcional (*mark-up*) de preço sobre custo (também conhecida como o índice de Lerner) ajustada pela elasticidade preço de demanda de mercado η .

Em relação à demanda, note que as firmas, antes de estabelecerem preços [vide o segundo termo em (2)], observam flutuações nas condições de demanda ε^d que o analista não observa, e, portanto, não pode controlar econometricamente. Portanto, preços P em (1) serão endógenos, podendo a função de demanda ser estimada (via, por exemplo, o método de mínimos quadrados de 2 estágios ou o método geral de momentos) através da condição de momento

$$E(W' \varepsilon^d) = 0$$

onde mantém-se que as variáveis exógenas de oferta observadas W são ortogonais ao componente não observado de demanda ε^d . Dessa forma, por exemplo, variações nos preços de fatores em W identificam o lado de demanda – imaginar a relação de oferta nas Figuras 1 ou 2 movimentando-se para cima e para baixo, resultando na variação do ponto de equilíbrio ao longo da curva de demanda, assim traçando a função de demanda.

Já na identificação da relação de oferta, note, a partir de (2), que as firmas também observam os choques de oferta ε^s antes de estabelecerem seus preços. Assim, o analista deseja filtrar as variações de (p, q) que ocorrem ao longo da relação de oferta, resultantes da movimentação da curva de demanda (Y, ε^d) , das variações de (p, q) resultantes dessa movimentação da curva de oferta ε^s que ele não observa. Para isto, como vimos nas Figuras 1 ou 2, ele utiliza a movimentação observada de demanda Y , especificando a condição de momento

$$E(Y' \varepsilon^s) = 0 \quad (4)$$

onde mantém-se que as variáveis Y são ortogonais a ε^s (observe que a curva de oferta nas Figuras 1 ou 2 fica estável quando a curva de demanda se movimenta).

Fica claro a partir da equação de precificação (2), e lembrando a discussão que acompanha as Figuras 1 ou 2, que a correta “decomposição” de oferta entre os custos – o terceiro termo $c(q, \cdot)$ (e possivelmente o erro ε^s a depender da interpretação dada a ele pelo analista) – e o poder de mercado – o segundo termo $-\theta \frac{\partial p(q, \cdot)}{\partial q} = -\theta \frac{p(q, \cdot)}{p(q, \cdot)}$ – irá depender crucialmente da correta especificação das formas funcionais de custos $c(q, \cdot)$ e de demanda $\frac{\partial p(q, \cdot)}{\partial q}$. Especificamente, estimativas inconsistentes de demanda, geradas em um primeiro estágio ou geradas simultaneamente à estimação de oferta, irão contaminar as estimativas de oferta. Por exemplo, o analista poderá concluir erroneamente que um preço (elevado) é explicado por custo (elevado) e não por poder de mercado, concluindo que há mais concorrência quando na verdade há menos.

É importante ressaltar que a consistência das estimativas de custo e de poder de mercado irá depender fundamentalmente da validade da condição de momento (4) imposta na estimação de oferta. Caso o modelo comportamental – o chamado “processo de geração de dados” (PGD, *Data Generating Process*) – não se enquadre na equação de apreçamento estática (2), a condição (4) não irá valer e o método irá gerar estimativas inconsistentes de custos e de margens sobre custos. Para ilustrar este ponto, consideramos na Seção 3, a seguir, dois modelos comportamentais onde a premissa identificadora de ortogonalidade (4) não vale: o cartel de Rotemberg e Saloner (1986), estudado por Corts (1999), e o modelo de tetos de preços, estudado por Salvo (2007).

Antes, porém, vale comentar a ampla utilização do método de Bresnahan-Lau – sobretudo em tempos menos recentes, tendo atingido o auge na década de 80 – e a interpretação do parâmetro de conduta θ . Uma razão pela qual a especificação (2) tenha ficado tão popular é que, mesmo sendo de natureza bastante específica, esta integra em uma só equação as condições de primeira ordem referentes aos modelos oligopolistas de monopólio ou colusão perfeita (onde a firma internaliza a receita inframarginal agregada, tal que $\theta = 1$) e concorrência perfeita ($\theta = 0$) entre outros modelos (por exemplo, Cournot simétrico, θ sendo o recíproco do número de firmas na indústria, $1/N$). A equação de precificação também pode ser especificada no nível da firma, caso em que o subscrito f é adicionado a c^f e θ^f :

$$p + \theta_f q \frac{\partial p(q, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} - c(q_f, W_f; \beta_f) - \varepsilon_f^s = 0 \quad (5)$$

Note que uma equação de precificação agregada (2) pode ser deduzida a partir da média das equações individuais (2), ponderando ou não pela participação de mercado de cada firma. Assim, θ pode ser interpretado como “o nível médio de colusão na indústria” (Bresnahan, 1989). Ao passo que alguns estudos modelam o lado de oferta ao nível agregado (2), outros, com maior disponibilidade de dados, especificam-no ao nível da firma (5) ⁵.

Nota:

(5) Alguns estudos em que a disponibilidade de dados é ainda maior modelam a demanda (condicional, ou hicksiana) por fatores $z^f = h(q^f, W^f)$.

Uma determinada interpretação da estimativa gerada “livremente” $\hat{\theta}$ [ou $\hat{\theta}_f$ em (5)] tem gerado controvérsia na literatura – a chamada interpretação de “variações conjecturais” – em virtude de sua (in)consistência teórica. Reiss e Wolak (2005) oferecem um resumo. Para entender a origem do termo “variação conjectural”, modifique a equação de precificação da firma (5) escrevendo q_f no lugar de q no termo de receita inframarginal:

$$p + \theta_f q_f \frac{\partial p(q, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} - c(q_f, W_f; \beta_f) - \varepsilon_f^s = 0 \quad (6)$$

Agora, (6) decorre imediatamente da condição de primeira ordem, onde $dq/dq^f = \theta^f$, sendo dq a conseqüente variação da quantidade agregada conjecturada pela firma f ao expandir sua oferta em dq^f . (Observe que na equação modificada (6), com q_f no termo de receita inframarginal, o parâmetro de conduta sofre uma transformação: a conjectura Cournot, por exemplo, agora equivale a $\theta^f = 1$, pois $dq = dq^f$.)

Na presente nota cautelar, eu abstraio dessa discussão teórica, por mais válida que seja. Em meu ponto de partida, o analista já adota uma interpretação teórica *rígida* e consistente (como faz Porter, 1983, por exemplo) do parâmetro θ na equação de precificação (2) a ser estimada: a hipótese particular mantida é que o verdadeiro modelo comportamental pertence a uma classe específica de modelos teoricamente consistentes aninhados em (2) (por exemplo, monopólio, Cournot e concorrência perfeita), e o analista deseja recuperar o verdadeiro modelo a partir da estimativa do parâmetro (não-contínuo) θ . Essa lógica de interpretação (rígida) está refletida na proposta de Gasmi, Laffont e Vuong (1990 e 1992) de estimar o lado de oferta de forma rígida ao invés de livre: a partir de seu conhecimento institucional da indústria, o analista já parte de um conjunto finito de modelos comportamentais que são plausíveis *a priori*. O analista então ajusta, separadamente, cada modelo específico (daí a rigidez) aos dados, e termina por selecionar estatisticamente aquele modelo que maximiza o ajustamento dos dados ⁶.

Nota:

(6) Ver Huse e Salvo (2006) para maiores detalhes. Gasmi, Laffont e Vuong (1990) preocupam-se com o poder de teste no método de Bresnahan-Lau. Eles argumentam que a sua proposta oferece “eficiência adicional ao incorporar informações prévias através de restrições decorrentes de estruturas de mercado específicas” (p. 519 – tradução livre). Já a estimação livre de conduta através da equação de precificação (2) – que aninha diferentes padrões de conduta e pode, nesse sentido, ser descrita como um “modelo mais amplo” – pode apresentar estimativas não-confiáveis: “Diante da

qualidade dos dados geralmente utilizados em trabalhos empíricos em organização industrial, e devido ao número elevado de parâmetros, nossa experiência demonstra que a estimação do modelo mais amplo frequentemente produz estimativas não-confiáveis dos parâmetros” (p. 518 – tradução livre).

3 MODELOS COMPORTAMENTAIS EM QUE O MÉTODO BRESNAHAN-LAU PRODUZ ESTIMATIVAS VIESADAS

3.1 O Modelo de Colusão com Informação Perfeita de Rotemberg e Saloner (1986) (Corts, 1999)

Corts (1999) demonstra a fragilidade do método Bresnahan-Lau ao comprovar que ele produz estimativas inconsistentes até em tratando-se “do principal modelo comportamental da teoria de concorrência imperfeita – um modelo de interação repetida” (p. 235 – tradução livre). Para tanto, Corts considera o cartel com informação perfeita de Rotemberg e Saloner (1986), amplamente difundido na literatura. Como explicarei, o que está por trás da falha do método Bresnahan-Lau nesse contexto seminal é a característica de apreçamento anticíclico do cartel decorrente da restrição de compatibilidade de incentivo: nas palavras da Seção 2, leia-se que a condição de momento (identificação) (4) não vale ou que, de modo equivalente, a equação de precificação particular (2) não aninha o processo de geração de dados do cartel.

Especificamente, Corts considera um jogo dinâmico em que, a cada período t , N firmas idênticas observam a realização da (única) variável exógena de demanda Y_t (e da variável exógena de oferta W_t), o histórico de quantidades até $t-1$, e estabelecem quantidades. Os desvios da quantidade colusiva de equilíbrio q^{cartel} (especificada abaixo) são punidos com reversão para a quantidade (de um jogo estático) Cournot $q^{cournot}$ “para sempre”. Supondo o custo marginal constante em quantidade, $C(q, W_t) = c(W_t) = \beta_0 + \beta_1 W_t$, o lucro por firma (por período), quando cada firma estabelece a quantidade simétrica q (qualquer) no estado (Y_t, W_t) , é dado por

$$\pi(q; Y_t, W_t) = q(p(Nq; Y_t) - \beta_0 - \beta_1 W_t) \quad (7)$$

O lucro (por firma por período) no regime de punição é $\pi^{cournot}(Y^t, W^t) = \pi(q^{cournot}; Y^t, W^t)$. Denotemos o lucro no período presente da firma que por ventura desvia quando suas rivais estabelecem a quantidade colusiva, como

$$\pi^{desvio}(q^{cartel}; Y^t, W^t) := \arg \max_q q(p((N-1)q^{cartel} + q; Y^t) - \beta_0 - \beta_1 W^t) \quad (8)$$

Agora, denotando o fator de desconto (comum a todas as firmas) por δ , e denotando a expectativa condicionada ao conjunto de informações disponíveis até por E^t , a quantidade (por firma) em um equilíbrio dinâmico eficiente (e estacionário) é dada por

$$q^{cartel}(Y^t, W^t, \delta) := \arg \max_q \pi(q; Y^t, W^t) \quad (9)$$

$$\text{sujeito a } \pi^{desvio}(q; Y^t, W^t) + \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i E^t [\pi^{cournot}(Y^{t+i}, W^{t+i})] \leq \quad (10)$$

$$\pi(q; Y^t, W^t) + \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i E^t [\pi(q^{cartel}(Y^{t+i}, W^{t+i}, \delta); Y^{t+i}, W^{t+i})]$$

A restrição de compatibilidade de incentivos (10) estabelece, como de costume, que a soma de lucros (esperados) apropriadamente descontados de uma firma que desvie da estratégia colusiva de equilíbrio não pode superar a soma de lucros descontados (esperados) ao longo do caminho de equilíbrio.

Note que a quantidade de monopólio (por firma), que corresponde ao máximo da função (9) na ausência da restrição de compatibilidade de incentivo (10)⁷, ou seja $q^*(Y^t, W^t) := \arg \max_q \pi(q; Y^t, W^t)$, não será a solução do problema dinâmico quando a restrição de compatibilidade de incentivos (10) estiver ativa. Intuitivamente, e supondo choques (Y_t, W_t)

i.i.d. no tempo (e demanda linear) para ilustrar, isto ocorrerá em períodos de forte demanda (Y^t alto), em que, caso a quantidade não for aumentada, a tentação de desviar estará no auge, pois, com a alta de Y^t , cresce o benefício no presente de quem desvia relativo à perda futura decorrente da guerra de preços. Na restrição (10), para dado q , a diferença $\pi^{desvio}(q; Y^t, W^t) - \pi(q; Y^t, W^t)$ cresce na medida em que Y^t cresce; segue que, para manter a compatibilidade de incentivo do cartel, a estratégia colusiva de equilíbrio deve prever o aumento da quantidade para além de q^* , ou seja, a redução de preços para abaixo de $p^* = p(q^*; Y^t)$. O contraste dessa estática comparativa anticíclica (sobe Y , p cai) com aquela descrita no painel à esquerda da Figura 1 é evidente.

Nota:

(7) A quantidade de monopólio seria sempre sustentável, caso, por exemplo, ocorresse a fusão das N firmas do cartel.

Formalmente, em tais períodos em que a restrição de compatibilidade de incentivo estiver ativa, a quantidade ótima (por firma) que é sustentável no cartel, $\tilde{q}(Y_t, W_t, \delta)$, é obtida simplesmente a partir da solução de (10), reescrevendo-a como igualdade e substituindo as expressões (7) e (8). Tem-se o processo de geração de dados:

$$q^{cartel}(Y_t, W_t, \delta) = \max(q^*(Y_t, W_t), \tilde{q}(Y_t, W_t, \delta)) \tag{11}$$

3.1.1 Exemplo da Magnitude do Viés

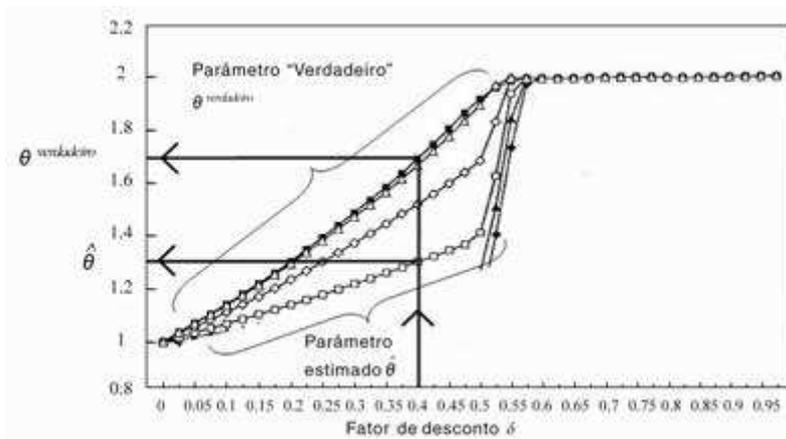
Para avaliar o desempenho do método de Bresnahan-Lau, Corts (1999) simula a aplicação do método a dados gerados pelo PGD (11), supondo ainda o cartel integrado por duas firmas, $N = 2$, e demanda linear, $q = \alpha^0 + \alpha^1 Y^t + \alpha^2 p + \varepsilon^t d$. Os choques (Y_t, W_t) são modelados como variáveis aleatórias discretas, com W_t i.i.d. e, no exemplo que segue, Y^t tem correlação serial positiva (ver Corts, 1999, para maiores detalhes sobre o processo Markov e a matriz de transição entre os estados discretos que ele especifica). Para cada observação (mercado temporal) t da amostra gerada, o “verdadeiro” parâmetro de conduta é calculado a partir do rearranjo da equação estática de precificação (6), de forma análoga ao índice de Lerner (3):

$$\theta_t^{verdadeiro} = \frac{p(q^{cartel}(Y_t, W_t); Y_t, \varepsilon_t^d) - c(W_t) - \varepsilon_t^d}{-q^{cartel}(Y_t, W_t) \frac{1}{\alpha_1}}$$

(onde adaptamos a notação para o exemplo, a saber: a quantidade por firma $q^f \rightarrow q^{cartel}$, a linearidade da demanda $\partial p / \partial q = 1 / \alpha_1$, a conduta simétrica $\theta^f \rightarrow \theta$, e lembrando que os choques de oferta são comuns às firmas.) Uma média amostral deste $\theta_t^{verdadeiro}$ é, então, computada: $\theta^{verdadeiro}$. Já a estimativa do parâmetro de conduta é obtida a partir da imposição da condição de momento (4) na estimação da equação de precificação (6): $\hat{\theta}$.

A Figura 3 permite contrastar – para dado valor do fator de desconto δ e dada matriz de transição de Y^t – o parâmetro de conduta “verdadeiro”, $\theta^{verdadeiro}$ (a curva superior), com o estimado, $\hat{\theta}$ (uma das curvas inferiores, a depender de determinada parametrização de Y^t). Por exemplo, para $\delta = 0,4$ e a parametrização de demanda assinalada, temos que $\theta^{verdadeiro} \approx 1,7$ ao passo que $\hat{\theta} \approx 1,3$.

Figura 3



Parâmetros de conduta “verdadeiros”, $\theta^{verdadeiro}$, e estimados, $\hat{\theta}$. Figura adaptada de Corts (1999, p. 238) para o exemplo de correlação serial positiva de demanda.

3.2 O modelo de tetos de preços (Salvo, 2007)

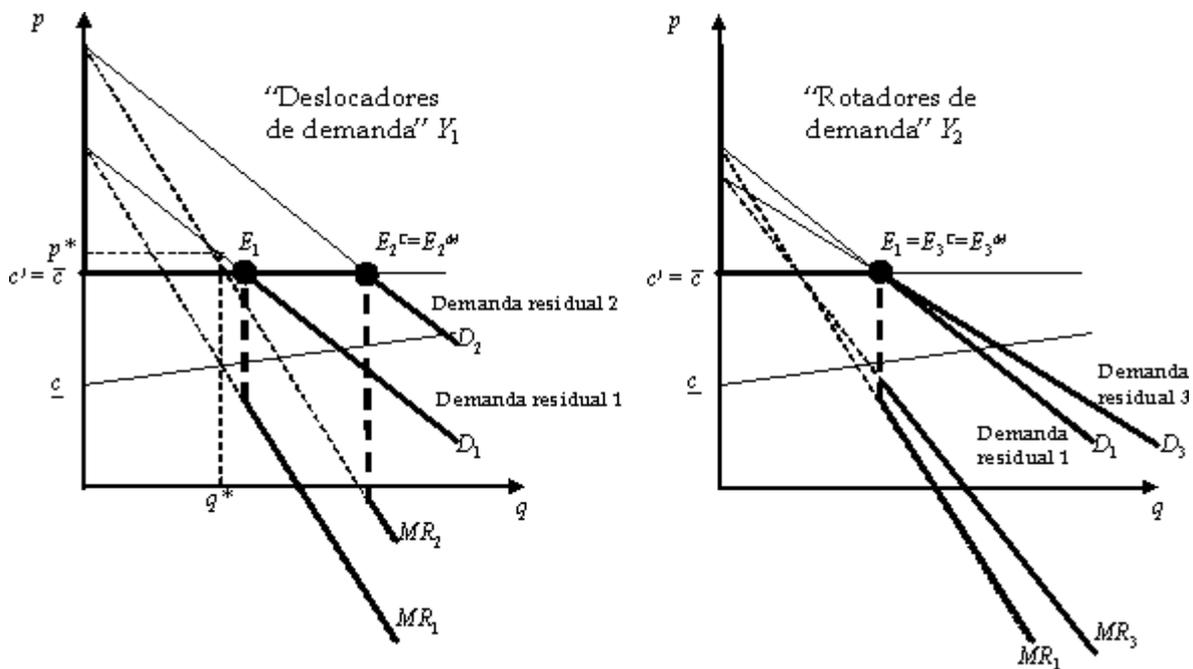
Salvo (2007) investiga o sinal do viés que o método Bresnahan-Lau pode produzir em um contexto em que a ameaça de entrada (ou de regulação) restringe os preços de um oligopólio em uma fração de seus mercados (geográficos ou temporais). O analista não está ciente de que essa restrição está ativa em um subconjunto de suas observações (ou não tem como identificar a restrição), e utiliza todas as observações – restritas e não-restritas – para estimar o grau de poder de mercado (3). Salvo demonstra que a condição de ortogonalidade (4) não vale e que a estimação da equação de precificação (2) irá gerar estimativas inconsistentes. Em particular, para uma classe bastante ampla de formas funcionais de demanda e de custos, a margem de preço sobre custo será subestimada. Assim, um pesquisador que ignora ameaças de entrada ou de regulação, quando tais ameaças de fato afetam um subconjunto das observações disponíveis, pode encontrar mais competição onde há menos. Intuitivamente, a ameaça de entrada age restringindo a habilidade de firmas com poder de mercado de responder a choques exógenos de demanda.

Especificamente, Salvo modela um teto de preço variável e não observado (pelo analista) por meio de um simples modelo de preço limite (*limit-price model*). Um oligopólio (p. ex., monopólio) doméstico, com custo c , enfrenta uma franja competitiva de produtos importados, denotada por I , com oferta elástica a alto custo, $c^I > c$. O equilíbrio é, então, dado por uma de duas situações. Se o custo marginal de importados c^I for maior que o preço de monopólio na ausência de

importações, denotado p^* , o preço fixado pelo monopolista será igual a p^* e o monopolista deterá todo o mercado doméstico. Alternativamente, se o custo marginal de importados c^I for inferior ao preço de monopólio não-restrito p^* , o monopolista ainda atenderá todo o mercado doméstico, só que com a restrição de arbitragem de importados $p \leq c^I$ ativa: o preço observado no mercado será igual ao custo marginal de importados c^I .

Esse segundo equilíbrio está representado pela realização de mercado E_1 na Figura 4, na hipótese do modelo comportamental ser um monopólio de baixo custo \underline{c} , cujo apreçamento está restrito pela ameaça de entrada de importados a custo elevado $c^I = \bar{c}$ ($H_{verdadeiro}$ = monopólio com baixo custo \underline{c} que enfrenta ameaça de entrada). O analista deseja distinguir essa hipótese comportamental contra a hipótese de que a indústria doméstica seja competitiva com custo elevado \bar{c} , hipótese em que a restrição de entrada torna-se irrelevante ($H_{verdadeiro}$ = indústria competitiva com alto custo \bar{c}). Ao contrário da estática comparativa no contexto irrestrito de Bresnahan-Lau (representada nas Figuras 1 e 2), agora as flutuações nas condições exógenas de demanda Y (seja um deslocamento no painel à esquerda da Figura 4, ou uma rotação ao redor de E_1 no painel à direita) não mais permitem distinguir entre os modelos comportamentais de poder de mercado e de concorrência.

Figura 4



Perturbações de demanda em torno de um equilíbrio restrito não identificam a margem de preço sobre custo. Painel à esquerda: Demanda se desloca. Painel à direita: Demanda rotaciona.

Formalmente, denotemos por (p^*, q^*) a solução do sistema composto pela função de demanda de mercado (1) e a equação de apreçamento sem restrições (ou seja, uma equação bem particular) (2). Seja o alto custo marginal de importados dado por

$$c^I = c^I(W; \beta)$$

onde $c^I > c(D(c^I, \dots))$ para qualquer realização das variáveis exógenas ⁸. O processo de geração de dados é dado por

Nota:
 (8) Tal condição assegura que importados se manifestem de maneira apenas latente; do contrário, ao observar a entrada de importados, o analista iria, naturalmente, incorporá-los ao modelo.

$$p = \min \left(-\theta q^* \frac{\partial \lambda(q^*, Y, c^I; \alpha)}{\partial q} + c(q^*, W; \beta) + c, c^I(W; \beta) \right) = \min(p^*, c^I) \tag{12}$$

O analista 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 $p \leq c^I$, que está censurando os dados. As variáveis endógenas p^* e q^* são latentes. Em contraste ao PGD (12)⁹, e tendo o modelo Bresnahan-Lau (2) em mente, o analista estima:

Nota:
 (9) Note o paralelo entre o PGD (12) e o PGD (11), ambos os processos tratando-se de equações de precificação sujeitas a restrições.

$$p = -\theta q \frac{\partial p(q, Y, \varepsilon^d; \alpha)}{\partial q} + c(q, W; \beta) + \xi^s \tag{13}$$

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

$$\chi_i := \mathbb{I}[p_i^* \leq c_i^I] = \mathbb{I}[\varepsilon_i^s \leq \theta q_i^* \frac{\partial p(q_i^*, Y_i, \varepsilon_i^d; \alpha)}{\partial q} - c(q_i^*, W_i; \beta) + c^I(W_i^I; \beta^I)]$$

a um equilíbrio restrito. ⁱ tal que $\chi_i = 1$ corresponde a um equilíbrio de mercado que não é restrito pela ameaça de entrada e $\chi_i = 0$ corresponde a um equilíbrio restrito.

Fica claro que o PGD (12) é uma generalização do modelo estático considerado por Bresnahan-Lau; este modelo estático corresponde à situação específica em que $\Pr(\chi_i = 1) = \Pr(p_i^* \leq c_i^I) = 1$. Assim, a especificação teórica (2) que subjaz ao modelo estimado (13) não captura adequadamente as decisões de oferta (12) de uma indústria com poder de mercado que enfrenta um teto latente e uma variável de preço. Diferente da condição de momento (4), Salvo demonstra que

$$E(Y^i \xi^s) < 0$$

Conseqüentemente, a imposição errônea de ortogonalidade entre as perturbações de demanda e o resíduo do modelo estimado produz estimativas inconsistentes de poder de mercado e de custo. Para uma grande classe de especificações de demanda e de custo marginal, Salvo demonstra que o verdadeiro grau de mercado será subestimado, isto é,

$$-\eta(q, \cdot) \frac{p - c(q, W; \hat{\beta})}{p} < -\eta(q, \cdot) \frac{p - c(q, W; \beta)}{p} \leq -\eta(q^*, \cdot) \frac{p^* - c(q^*, W; \beta)}{p^*}$$

ou seja, $\hat{\theta}$, estimado $< \theta$ verdadeiro, restrito $\leq \theta$ verdadeiro, irrestrito $= \theta$

3.2.1 Exemplo da magnitude e do sinal do viés

Ilustramos o viés para baixo no grau estimado de poder de mercado através de um experimento de Monte Carlo¹⁰. A demanda é dada pela função log-linear:

Nota:
 (10) Salvo (2007) apresenta resultados de outros experimentos (diferentes formas funcionais para demanda e para custo marginal doméstico, matriz de covariância das variáveis exógenas, não sendo diagonal, etc.).

$$\ln(q) = \alpha^1 + \alpha^2 \ln(p) + \alpha^3 Y^1 + \alpha^4 Y^2 \ln(p) + \varepsilon^d$$

onde as variáveis exógenas de demanda são distribuídas $Y^1 \sim N(10, 1.2)$, $Y^2 \sim N(3, .6)$, $\varepsilon^d \sim N(0, .4)$, e os coeficientes são $\alpha^1 = 1$, $\alpha^2 = -1$, $\alpha^3 = .3$, $\alpha^4 = -.1$. A indústria é composta por um monopolista doméstico, $\theta = 1$, com custo marginal linear na quantidade:

$$c = \beta^1 W^1 e + \beta^2 W^2 q$$

que enfrenta um teto de preços dado por produtos importados ofertados elasticamente a custo elevado:

$$c^I = \beta^1 (1 + \beta^4) W^1 e + \beta^3 W^3 e$$

onde as variáveis exógenas de custo são distribuídas $W^1 \sim N(3, .3)$, $W^2 \sim N(.2, .02)$, $e \sim N(1, .1)$, $W^3 = 5 w_e + T$, $T \sim N(9, .9)$, e os coeficientes são $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 1$. (W_1 pode ser interpretado com o preço de um fator – energia – formado no mercado internacional, sendo e a taxa de câmbio e β_4 devendo-se à energia adicional consumida no transporte internacional. Já W_2 é o preço de um fator local – mão-de-obra – que covaria positivamente, porém não perfeitamente, com o preço de sua contrapartida internacional W_3 .) Completa-se o processo de geração de dados (12) com o

choque não observado de oferta $\varepsilon^s \sim N(0,1^2)$. Diante das formas funcionais de demanda e de oferta, obtém-se implicitamente (dada a não-linearidade) a solução p^* em forma reduzida do sistema livre da restrição de arbitragem de importados:

$$p^* \left(1 + \theta \frac{1}{\alpha_2 + \alpha_4 Y_2} \right) - (p^*)^{\alpha_2 + \alpha_4 Y_2} \beta_2 W_2 e^{\alpha_1 + \alpha_3 Y_1 + r^d} = \beta_1 W_1 e + \varepsilon^s$$

Especifica-se, ainda, o número de simulações $S = 2000$, e para cada simulação $s = 1, \dots, S$ gera-se $N = 1000$ observações (mercados). Verifica-se, a partir dos dados gerados, que a concorrência de importados é latente: em nenhum dos mercados ocorre a entrada de importados, pois $c^I > c(D(c^I, \dots))$ vale para todas as realizações das variáveis exógenas.

Resultados

Dentre as simulações s , a proporção de observações restritas i (onde $p_i = c_i^I$) vai de 35% a 45%. As estimativas de demanda utilizando-se as variáveis observadas p, q aparentam ser consistentes (ver a primeira tabela abaixo). Do lado da oferta, enquanto que estimação com as variáveis latentes p^*, q^* é consistente (pois trata-se do contexto de equilíbrios não-restritos considerado por Bresnahan-Lau), a estimação com as variáveis observadas p, q subestima o verdadeiro grau de poder de mercado. O intervalo de confiança a 95% para a estimativa do índice de Lerner (ou *mark-up*, ajustado pela elasticidade) $-\eta \frac{p-c}{p}$ fica abaixo do índice de Lerner verdadeiro (e restrito) $-\eta \frac{p-c}{p}$ em *praticamente todos* os $SN = 2 \times 10^6$ mercados simulados (isto é, $\approx 100.0\%$). A magnitude do viés para baixo é considerável. O índice de Lerner estimado tem média de (i) 92% entre observações não-restritas (contra um verdadeiro índice de 71%), e (ii) 99% entre observações restritas (contra um verdadeiro índice de 84%). O custo é sobreestimado.

DEMANDA	Estimação com amostra inteira $\chi_i \in \{0, 1\}$				
		Variáveis observadas p, q		Variáveis latentes p^*, q^*	
Média (desvio padrão) dos coeficientes estimados, sobre $s = 1, \dots, S$ simulações					
$\hat{\alpha}_{1,s}$ ($\alpha_1 = 1$)	0.98	(0.41)	0.97	(0.37)	
$\hat{\alpha}_{2,s}$ ($\alpha_2 = -1$)	-0.99	(0.15)	-0.99	(0.11)	
$\hat{\alpha}_{3,s}$ ($\alpha_3 = .3$)	0.30	(0.01)	0.30	(0.01)	
$\hat{\alpha}_{4,s}$ ($\alpha_4 = -.1$)	-0.10	(0.01)	-0.10	(0.02)	

Notas à Tabela:

(1) As variáveis exógenas excluídas que servem como instrumentos para as variáveis endógenas $\ln(p)$ e $Y_2 \ln(p)$ são: $\ln(W_1)$, $\ln(W_2)$, $\ln(W_3)$, e as interações desses covariantes com Y_2 .

(2) Especificando-se identificação exata (p. ex., usando somente $\ln(W_1)$ e $Y_2 \ln(W_1)$ como instrumentos), obtém-se estimativas semelhantes.

(3) A interação de instrumentos com e ($\ln(W_1 e)$, digamos) também gera estimativas semelhantes.

OFERTA	Estimação com amostra inteira $\chi_i \in \{0, 1\}$				
		Variáveis observadas p, q		Variáveis latentes p^*, q^*	
		Teto de preços		Contexto Bresnahan-Lau	
Média (desvio padrão) dos coeficientes estimados, sobre $s = 1, \dots, S$ simulações					
$\hat{\theta}_s$ ($\theta = 1$)	0.79	(0.03)	1.00	(0.01)	
$\hat{\beta}_{1,s}$ ($\beta_1 = 1$)	1.60	(0.11)	1.00	(0.06)	
$\hat{\beta}_{2,s}$ ($\beta_2 = 1$)	1.22	(0.24)	0.99	(0.21)	
Estimação com variáveis observadas p, q: Proporção dos SN mercados em que o I.C. a 95% para o <i>markup</i> estimado $-\eta \frac{p-c}{p} < \text{markup}$ verdadeiro $-\eta \frac{p-c}{p}$; $\approx 100.0\%$					
Média (desvio padrão), sobre $s = 1, \dots, S$ simulações, da média dos mercados $i \in s, \dots$					
...não restritos	Verdad., $-\eta \frac{p-c}{p}$:	Estimado, $-\eta \frac{p-c}{p}$:	Verdad., c :	Estimado, c :	
$(\chi_i = 1)$	0.92 (0.01)	0.71 (0.04)	3.45 (0.02)	5.34 (0.36)	
...restritos	Verdad., $-\eta \frac{p-c}{p}$:	Estimado, $-\eta \frac{p-c}{p}$:	Verdad., c :	Estimado, c :	
$(\chi_i = 0)$	0.99 (0.00)	0.84 (0.03)	3.43 (0.02)	5.33 (0.35)	

Notas à Tabela:

(1) As variáveis exógenas excluídas que servem como instrumentos para as variáveis endógenas $-q\partial p(q, \cdot)/\partial q = -p(\alpha_2 + \alpha_4 Y_2)^{-1}$ e $W_2 q$ são: Y_1, Y_2 (estimativas semelhantes são obtidas usando-se $Y_1(\alpha_2 + \alpha_4 Y_2)^{-1}$, $Y_2(\alpha_2 + \alpha_4 Y_2)^{-1}$), e $W_2 Y_1, W_2 Y_2$.

(2) Estimativas semelhantes são obtidas adicionando-se uma constante ao modelo estimado.

(3) A cada simulação S , avalia-se o índice de Lerner restrito verdadeiro e o índice de Lerner estimado para cada observação (mercado) i , calculando-se a média de todo i (a estimativa assume que η é conhecido para ignorar erros amostrais e focalizar na inconsistência da oferta).

(4) A cada simulação S , avalia-se o custo marginal verdadeiro c e o custo marginal estimado \hat{c} para cada observação i , calculando-se a média de todo i .

3.3 Exemplos empíricos de equilíbrios restritos

Salvo (2007) cita trabalhos que procuram documentar a ocorrência de equilíbrios restritos em indústrias reais, seja por conta da ameaça de entrada, seja por conta da ameaça de regulação (ou de litígio antitruste), a despeito da natureza não-observável (ao analista) de tais ameaças. Goolsbee e Syverson (2005) encontram que a ameaça de entrada restringe preços estabelecidos por firmas incumbentes na indústria de transporte aéreo. Genesove e Mullin (1998) sugerem que a ameaça de entrada de importados pode explicar os baixos preços praticados na tão concentrada indústria açucareira dos EUA em princípios do século XX. 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 petróleo (Erfle e McMillan, 1990, entre outros), eletricidade (Wolfram, 1999), cartões de crédito (Stango, 2000) e produtos farmacêuticos (Ellison e Wolfram, 2004).

4 DISCUSSÃO

O arcabouço teórico que fundamenta a técnica de Bresnahan-Lau assume que os preços observados podem ser escritos como a soma de dois componentes:

$$p = MC(W, q(Y, W)) + \theta h(Y, q(Y, W)) \quad (14)$$

onde (i) o custo marginal, MC , varia em função de variáveis exógenas de oferta, excluídas do lado de demanda (além de variar em função da quantidade q , que, por ser observada, é controlada pelo analista, assumindo-se correta a forma funcional de custo marginal), e (ii) a margem sobre custo decorrente do exercício de poder de mercado, h , varia em função de variáveis exógenas de demanda, excluídas do lado de oferta. Apesar de aninhar alguns modelos clássicos de livro-texto, como monopólio (onde não há restrição de compatibilidade de incentivo), Cournot e concorrência perfeita, a estrutura da especificação (14), que define uma classe de modelos comportamentais, está longe de ser geral. O fato de que aprendemos em sala de aula alguns modelos de conduta competitiva que se enquadram nessa especificação não ajuda a torná-la mais geral.

A recomendação que vem surgindo da literatura de Organização Industrial na última década é que tal técnica deve ser utilizada, com cautela, sobretudo em um ambiente de litígio *antitruste* onde as partes naturalmente têm incentivos para agir de forma estratégica. Apesar de termos progredido consideravelmente, uma conjectura comum na profissão é que pouco realmente conhecemos sobre como empresas precificam no mundo real. Ao ajustar a especificação (14) [ou, equivalentemente, a especificação (2)] aos dados e obter uma estimativa para θ próxima de zero, há em princípio várias maneiras de interpretar o resultado, além de conduta que beira à concorrência perfeita:

1. Um cartel sustentável, diferente de um monopólio puro, necessita levar em consideração os incentivos de seus membros.
2. Um cartel pode estar sofrendo pressão de um regulador. O *website* da Secretaria de Direito Econômico, por exemplo, publica – ou publicava – preços correntes de algumas indústrias oligopolizadas, e seus Secretários ocasionalmente parecem utilizar a mídia brasileira para “transmitir ameaças”.
3. Um cartel deseja evitar detecção (Harrington, 2004 e 2005).
4. Um cartel pode estar adotando um preço focal, tal como:

- (i) um múltiplo do preço de compra de um insumo dominante, ou seja, *mark-up* constante: fica claro que em (14) confunde-se então o primeiro termo atribuído ao custo e o segundo termo atribuído ao poder de mercado,
- (ii) um teto de preços estabelecido pelo regulador (p. ex., Knittel e Stango, 2003, documentam o papel de *price-caps* em facilitar o conluio na indústria de cartões de crédito dos EUA), ou
- (iii) o preço de importados aproximadamente igual a um “preço internacional”, mais o custo de importação (p. ex., Harris, 1984, considera a hipótese levantada por Eastman-Stykolt, 1966, segundo a qual as barreiras comerciais podem facilitar a coordenação em um oligopólio doméstico, pois estas acabam por fixar como preço focal o preço internacional acrescido da tarifa).

5. Um oligopólio pode estar sofrendo a ameaça de entrada, seja de entrantes domésticos ou, na medida

em que o processo de globalização se aprofunda, de firmas no exterior.

6. Conforme estudam macroeconomistas há tempos, os custos de menu e outras fricções (p. ex., contratos de longo prazo entre compradores e vendedores) podem induzir rigidez de preços (*price stickiness*).

7. O risco de alienar consumidores que se sentem explorados ao observarem preços de geradores subirem após uma tempestade também pode criar restrições à precificação das firmas não previstas em (14) (p. ex., Rotemberg, 2004 e 2005, estuda o impacto sob preços dessa “ameaça de enfurecer clientes”, ou veja todo um corpo de literatura econômica “comportamental”, iniciado com o trabalho de Kahneman, Knetsch e Thaler, 1986, que estuda a relação entre preços cobrados por firmas e a percepção de consumidores sobre justiça).

8. Ou, simplesmente, há a possibilidade de que a variável exógena de demanda γ não afete a elasticidade de demanda, conforme previsto no segundo termo de margem sobre custo em (14).

Diante da complexidade do processo de precificação em um mundo real, a mensagem é que não podemos tirar conclusões a partir de uma estimativa de θ próxima de zero. Infelizmente, o poder de teste do método é baixo, apoiando-se em premissas comportamentais muito específicas que dificilmente podem ser comprovadas. Qualquer conjunto de estimativas que se baseia em especificações particulares (pouco gerais) será, por definição, frágil. Por hora, nada parece substituir o tradicional estudo das instituições da indústria, incluindo uma cuidadosa análise de custos, apesar de todas as limitações inerentes a esta.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRANDER, J. A.; ZHANG, A. Market conduct in the airline industry: an empirical investigation. *Rand Journal of Economics* , 21, 567-583, 1990.

BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters* , 10, 87-92, 1982.

_____. Competition and collusion in the American automobile industry: the 1955 price war. *Journal of Industrial Economics* , 35, 457-482, 1987.

_____. Empirical studies of industries with market power. In: SCHMALENSEE, R.; WILLIG, R. D. (Eds.). *Handbook of industrial organization* . New York : North-Holland, v. II, 1011-1057, 1989.

CLAY, K. B.; TROESKEN, W. Further tests of static oligopoly models: whiskey, 1882-1898. *Journal of Industrial Economics* , 51, 151-166, 2003.

CORTS, K. S. Conduct parameters and the measurement of market power. *Journal of Econometrics* , 88, 227-250, 1999.

EASTMAN, H. C.; STYKOLT, S. *The tariff and competition in Canada* . Toronto : University of Toronto Press, 1966.

ELLISON, S. F.; WOLFRAM, C. *Coordinating on lower prices : pharmaceutical pricing under political pressure*. Mimeo, MIT and UC Berkeley, 2004.

ERFLE, S.; MCMILLAN, H. Media, political pressure, and the firm: the case of petroleum pricing during the late 1970s. *Quarterly Journal of Economics* , 105(1), 115-134, 1990.

GASMI F.; LAFFONT, J. J.; VUONG, Q. H. A structural approach to empirical analysis of collusive behavior. *European Economic Review* , 34, 513-523, 1990.

_____. Econometric analysis of collusive behavior in a soft-drink market. *Journal of Economics and Management Strategy* , 1, 277-311, 1992.

GENESOVE, D.; MULLIN, W. P. Testing static oligopoly models: conduct and cost in the sugar industry, 1890-1914. *Rand Journal of Economics* , 29, 355-377, 1998.

GLAZER, A.; MCMILLAN, H. Pricing by the firm under regulatory threat. *Quarterly Journal of Economics* , 107(3), 1089-1099, 1992.

GOLLOP, F.; ROBERTS, M. Firm interdependence in oligopolistic markets. *Journal of Econometrics* , 10, 313-331, 1979.

GOOLSBEE, A.; SYVERSON, C. How do incumbents respond to the threat of entry? Evidence from the major airlines. *NBER Working Paper* , 11072, 2005.

HARRINGTON, J. E. Cartel pricing dynamics in the presence of an antitrust authority. *Rand Journal of Economics* , 35, 651-673, 2004.

_____. Optimal cartel pricing in the presence of an antitrust authority. *International Economic Review* , 46, 145-169, 2005.

HARRIS, R. Applied general equilibrium analysis of small open economies with scale economies and imperfect competition. *American Economic Review* , 74, 1016-1032, 1984.

HUSE, C.; SALVO, A. Estimación e identificação de demanda e de oferta. In: FIUZA, E. P. S.; SEROA DA MOTTA, R. (Eds.). *Métodos quantitativos em defesa da concorrência e regulação econômica* . Brasília/Rio de Janeiro: IPEA e SDE (Ministério da Justiça), 2006.

KADIYALI, V. 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, 1997.
- KAHNEMAN, D.; KNETSCH, J. L.; THALER, R. Fairness as a constraint on profit seeking: entitlements in the market. *American Economic Review* , 76(4), 728-741, 1986.
- KIM, D. W.; KNITTEL, C. R. Biases in static oligopoly models? Evidence from the California electricity market. *NBER Working Paper* , 10895, 2004.
- KNITTEL, C. R.; STANGO, V. Price ceilings as focal points for tacit collusion: evidence from credit cards. *American Economic Review* , 93(5), 1703-1729, 2003.
- LAU, L. J. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters* , 10, 93-99, 1982.
- NEVO, A. Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica* , 69, 307-342, 2001.
- PARKER, P. M.; RÖLLER, L. H. Collusive conduct in duopolies: multimarket contact and cross-ownership in the mobile telephone industry. *Rand Journal of Economics* , 28, 304-322, 1997.
- PORTER, R. H. A study of cartel stability: the Joint Executive Committee, 1880-1886. *Bell Journal of Economics* , 8, 565-576, 1983.
- PULLER, S. Pricing and firm conduct in California's deregulated electricity market. *Review of Economics and Statistics* , forthcoming, 2007.
- REISS, P. C.; WOLAK, F. Structural econometric modeling: rationales and examples from industrial organization. *Handbook of Econometrics* , v. 6, 2005.
- ROBERTS, M. Testing oligopolistic behavior: an application of the variable profit function. *International Journal of Industrial Organization* , 2, 367-383, 1984.
- ROTEMBERG, J. Fair pricing. *NBER Working Paper* , 10915, 2004.
- _____. Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy. *Journal of Monetary Economics* , 52, 829-852, 2005.
- ROTEMBERG, J.; SALONER, G. A supergame theoretic model of price wars during booms. *American Economic Review* , 76, 390-407, 1986.
- SALVO, A. *Inferring market power under the threat of entry* : the case of the Brazilian cement industry. Mimeo, Northwestern University, 2007.
- SLADE, M. E. Market power and joint dominance in UK brewing. *Journal of Industrial Economics* , 52, 133-163, 2004.
- STANGO, V. Strategic responses to regulatory threat in the credit card market. *Journal of Law and Economics* , 46(2), 427-452, 2003.
- SUSLOW, V. Estimating monopoly behavior with competitive recycling: an application to Alcoa. *Rand Journal of Economics* , 17, 389-403, 1986.
- WOLFRAM, C. Measuring duopoly power in the British electricity spot market. *American Economic Review* , 89(4), 805-826, 1999.

A – Apêndice: um caso antitruste (versão pública)

Este apêndice comenta a utilização do método Bresnahan-Lau no trabalho de defesa de empresas acusadas de cartelização na indústria de X, na praça de Y, no período Z. Com fins didáticos, porém sem identificá-lo, refiro-me, ao longo desse comentário, ao parecer econômico apresentado pela defesa da firma A. Procuo reproduzir as estimativas publicadas no parecer confidencial, e, a partir daí, rodo vários testes de robustez, estimando especificações alternativas, usando dados alternativos etc.

Buscando ser acessível, e o mais transparente possível, disponibilizo o programa que preparei para o pacote econométrico Stata, que roda a partir da base de dados utilizada no parecer (o arquivo de dados “firmaA dados parecer.csv”), bem como dados adicionais de renda da Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE (o arquivo de dados “pme rendimento médio nominal.csv”). Por motivos de confidencialidade, os dados não puderam ser divulgados, mas o programa é auto-explicativo. Vários comentários estão inseridos no programa, de modo a facilitar sua compreensão pelo leitor – ver a Seção A.3. O programa está dividido em três partes: (i) Dados, (ii) Demanda, e (iii) Oferta.

Antes de prosseguir, cabe um comentário importante em exercícios como esse. Não entro no mérito da qualidade dos dados originais: assumo que quaisquer erros de medida sejam aleatórios, de modo a não gerar um viés nos resultados. Tomo os dados como, ora, dados. Mas ob-servo que a quantidade de “ajustes” efetuados no parecer (sendo que esses dados vêm diretamente das empresas!) é de chamar a atenção. Noto também o reduzido número de observações: 51 mercados temporais (períodos mensais) somente ¹¹.

Nota:

(11) A base de dados poderia ser enriquecida com a inclusão de (i) outras praças no mesmo período, ou (ii) outros períodos na mesma praça. Em termos gerais, também são valiosas informações sobre como a participação por firma varia a nível menos agregado (p. ex., por tipo de cliente ou bairro), ou seja, como as firmas segmentam os mercados, seja por questões de custo (logística, vendas) ou de conduta? Como são (ou foram, no passado) tomadas as decisões de entrada das firmas nos diferentes mercados?

A seguir, apresento (1) estimativas (e considerações) de demanda, (2) estimativas (e considerações) de oferta (condicionadas à demanda), e (3) comentários adicionais sobre o contexto presente.

A.1 Demanda

A primeira coluna da Tabela 1 contém as estimativas de demanda apresentadas no parecer, usando produção industrial em MG (o estado no qual a praça Y está situada) como a variável exógena de demanda Y_1 . A minha reprodução desta especificação, D1, é apresentada na segunda coluna, com resultados muito similares. Também apresento estimativas de especificações alternativas D2 a D10. Para cada especificação apresento estimativas obtidas pelos métodos de (i) mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E), cujo conjunto de instrumentos é listado na Tabela, e (ii) mínimos quadrados ordinários (MQO), para melhor informar o efeito da regressão de primeiro estágio do MQ2E sobre suas estimativas. Comento a escolha de instrumentos abaixo.

o antitruste: Estimativas de diferentes especificações de demanda. A primeira coluna se refere às estimativas apresentadas no parecer de defesa da firma A.

D1	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
arrecar	Minha reprodução	Intercepto livre	y1 ao invés de ln y1				exclui t=24	Renda domiciliar	Renda + vd. de zerm	Renda + Prod. Indust.
Í-log-q	semi-log-q	semi-log-q	semi-log-q	log-log	semi-log-p	linear	semi-log-q	semi-log-q	semi-log-q	semi-log-q
agens	defasagens	preço de fator	preço de fator	preço de fator	preço de fator	preço de fator	preço de fator	preço de fator	preço de fator	preço de fator
48	48	51	51	51	51	51	50	51	51	51
L3 de var int	L1,L2,L3 de var p & var int	w1, w1lny1	w1, w1y1	w1, y1lnw1	w1, w1y1	w1, w1y1	w1, w1lny1	w1, w1lny3	w1, w1lny3	w1, w1lny1
		2,4294 (5,7063)	11,9971 *** (1,3143)	18,5315 ** (7,7849)	21,3364 (14,1278)	-2,75E+06 *** (8,13E-06)	4,9645 (5,1746)	29,9810 (21,1758)	13,1669 (26,3483)	9,4541 (27,9652)
1,7368 *** (1016)	0,6902 *** (0,0569)	0,4934 * (0,2569)	0,0979 * (0,0588)	-1,3282 (2,4712)		1,88E+05 *** (8,13E-06)	0,3676 * (0,2224)	-0,7297 (0,8474)	-0,1965 (0,9731)	0,0961 (1,1229)
					-1,07E-05 (8,13E-06)					
3,2179 *** (0,0218)	3,2203 *** (0,0316)	2,6972 ** (1,2378)	0,0285 ** (0,0130)	-0,0293 (0,0770)	-0,1567 (0,1331)	5,32E+04 *** (8,13E-06)	2,1591 * (1,1285)	-2,2500 (3,1172)	0,2139 (3,8703)	2,2334 (1,4799)
1,1638 *** (0,0328)	-0,1518 *** (0,0121)	-0,1116 ** (0,0556)	-0,0012 ** (0,0006)	0,0094 (0,0244)	9,26E-08 (7,67E-08)	-2,22E+03 *** (8,13E-06)	-0,0849 * (0,0485)	-0,1055 (0,1248)	0,0277 (0,1428)	-0,0906 (0,0644)
										-0,7325 (3,4397)
										0,0450 (0,1368)
-0,52 culado	-0,53 *** (0,16)	-0,55 *** (0,11)	-0,55 *** (0,11)	-0,37 *** (0,10)	-0,46 *** (0,14)	-0,54 *** (0,12)	-0,61 *** (0,10)	-0,46 ** (0,20)	-0,24 (0,30)	-0,49 ** (0,20)
-0,50	-0,51 *** (0,12)	-0,39 *** (0,12)	-0,39 *** (0,12)	-0,35 *** (0,11)	-2,78 * (1,47)	-0,38 *** (0,13)	-0,43 *** (0,12)	-0,41 *** (0,15)	-0,23 (0,21)	-0,39 ** (0,17)

arêntesis. (Two-tailed tests) *** Significant(y different from zero) at the 1% level; ** Significant at the 5% level; * Significant at the 10% level.
ação na Tabela, a elasticidade-preço de demanda é calculada na mediana amostral das variáveis.

- D1: Especificação “semi-log-q”, ou exponencial, adotada no parecer: $\ln(q) = \alpha_1 + \alpha_2 p + \alpha_3 \ln(Y_1) + \alpha_4 \ln(Y_1) + \varepsilon_d$, com a restrição $\alpha_1 = 0$ (ou seja, intercepto nulo), e o conjunto de instrumentos sendo composto por três defasagens da variável preço e três defasagens da variável de interação. [A elasticidade-preço de demanda é dada, geralmente, por $\eta = (q/p)/(\partial q/\partial p) = \partial \ln(q)/\partial \ln(p)$, onde nessa especificação particular $\partial \ln(q)/\partial \ln(p) = p \partial \ln(q)/\partial p = p(\alpha_2 + \alpha_4 \ln(Y_1))$.]

Nota
 (12) Notar que a forma funcional “natural” do instrumento nessa especificação é o nível W_1 , dada a forma funcional de preços p . (Ver, p. ex., Wooldridge, 2002, p. 122, para uma discussão.) A forma funcional do instrumento nas especificações que seguem varia de acordo com a forma da variável endógena [p. ex., $\ln(W_1)$ instrumenta $\ln(p)$].

- D2: Especificação igual a D1, só que com intercepto livre: $\alpha_1 <> 0$. O conjunto de instrumentos é composto pelo preço de um insumo dominante¹² que está disponível na base de dados, W_1 , e sua interação com a variável exógena de demanda, $W_1 \ln(Y_1)$. Como é de se esperar, ao levantar a restrição de intercepto nulo, os erros padrão das estimativas dos coeficientes são bem mais elevados (em torno de uma ordem de grandeza a mais). No entanto, as elasticidades pouco se alteram (como é esperado, já que o intercepto não é significativamente diferente de zero).

□D3: Especificação igual a D2, só que com Y_1 no lugar de $\ln(Y_1)$, ou seja: $\ln(q) = \alpha_1 + \alpha_2 p + \alpha_3 Y_1 + \alpha_4 p Y_1 + \varepsilon$. Elasticidades seme-lhantes. [Nessa especificação particular, $\eta = \partial \ln(q) / \partial \ln(p) = p \partial \ln(q) / \partial p = p(\alpha_2 + \alpha_4 Y_1)$.]

□D4: Especificação “log-log”, ou log-linear: $\ln(q) = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(p) + \alpha_3 Y_1 + \alpha_4 Y_1 \ln(p) + \varepsilon$. Elasticidades um pouco mais próximas de zero. [Nessa especificação, $\eta = \partial \ln(q) / \partial \ln(p) = \alpha_2 + \alpha_4 Y_1$.]

□D5: Especificação “semi-log-p”: $\ln(p) = \alpha_1 + \alpha_2 q + \alpha_3 Y_1 + \alpha_4 q Y_1 + \varepsilon$. Dado o valor de $\alpha_2 + \alpha_4 Y_1$ próximo de zero em vários períodos (sobretudo com MQO), a elasticidade é muito sensível. [Nessa especificação, $\eta = \partial \ln(q) / \partial \ln(p) = (1/q)(\partial q / \partial \ln(p)) = (1/q)(\alpha_2 + \alpha_4 Y_1)^{-1}$.]

□D6: Especificação linear: $q = \alpha_1 + \alpha_2 p + \alpha_3 Y_1 + \alpha_4 p Y_1 + \varepsilon$. Elasticidades semelhantes. [Nessa especificação, $\eta = \partial \ln(q) / \partial \ln(p) = (p/q)(\partial q / \partial p) = (p/q)(\alpha_2 + \alpha_4 Y_1)$.]

□D7: Especificação igual a D2, só que excluindo a observação $t=24$, um determinado mercado temporal (mês) cuja análise visual (ver comandos no programa que geram gráficos) sugere ser atípico, ou seja, um “*outlier*”. Por exemplo, a quantidade q em $t=24$ cresce 57% em relação ao período anterior $t=23$, e cai 44% no período posterior $t=25$. As elasticidades aumentam ligeiramente. (Elasticidades próximas também são obtidas excluindo-se $t = 23, 24, 25$.)

□D8: Especificação igual a D2, só que substituindo Y_1 (produção industrial em MG, segundo o IBGE) por Y_3 (rendimento do trabalho na capital de MG, segundo a Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE): $\ln(q) = \alpha_1 + \alpha_2 p + \alpha_3 \ln(Y_3) + \alpha_4 p \ln(Y_3) + \varepsilon$. Por tratar-se principalmente de venda para domicílios, parece-me mais apropriado tomar como variável exógena de demanda a renda domiciliar, que, em princípio, incorpora também a atividade da economia informal, a produção de serviços além da produção industrial etc. No entanto, as elasticidades pouco se alteram (caminham ligeiramente para zero). [Nessa especificação, $\eta = \partial \ln(q) / \partial \ln(p) = p(\alpha_2 + \alpha_4 \ln(Y_3))$.]

□D9: Especificação igual a D8, mas incluindo um efeito fixo para o mês de dezembro, visto o aumento de renda no final do ano por conta de décimo terceiro salário etc. As elasticidades caem: a elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis não é mais significativamente diferente de zero.

□D10: Especificação igual a D2, só que adicionar Y^3 (rendimento do trabalho na capital de MG), e sua interação com preços, à especificação, ao invés de substituir Y_1 por Y_3 : $\ln(q) = \alpha_1 + \alpha_2 p + \alpha_3 \ln(Y_1) + \alpha_4 p \ln(Y_1) + \alpha_5 \ln(Y_3) + \alpha_6 p \ln(Y_3) + \varepsilon$. Elasticidades semelhantes. [Nessa especificação, $\eta = \partial \ln(q) / \partial \ln(p) = p(\alpha_2 + \alpha_4 \ln(Y_1) + \alpha_6 \ln(Y_3))$.]

Escolha de instrumentos

Não entro em detalhes aqui (veja-se a discussão em Huse e Salvo, 2006, p. 84-91). Apenas observo que, pelo exposto na Seção 2 acima, os preços de fatores (insumos) são, em geral, candidatos mais defensáveis para a instrumentação de demanda do que defasagens das variáveis endógenas. A premissa econômica por trás da escolha do preço defasado é que este estaria correlacionado com o preço corrente (em decorrência de correlação serial nas variáveis exógenas *observadas*, seja do lado de demanda ou do lado de oferta), ao passo que haveria baixa correlação serial em ε , o que levaria a baixa correlação entre o preço defasado e o choque ε corrente: uma premissa, a meu ver, um tanto frágil. Ou seja, por que haveria correlação serial no componente observado Y mas não no componente não-observado ε ? No entanto, no caso em questão, a escolha de instrumentos não parece fazer muita diferença. De fato, os testes (p. ex. Durbin-Wu: ver o programa) mal conseguem rejeitar a hipótese nula de ortogonalidade de p , o que explica a semelhança entre as estimativas obtidas por MQ2E e por MQO. Além disso, diante da estrutura vertical concentrada da indústria em questão, também não estou satisfeito com o uso do preço do insumo dominante – infelizmente o único preço de fator disponível na base de dados – como instrumento: é plausível que o fornecedor do insumo dominante estabeleça o preço *após* observar ε (ou mesmo ε s, na identificação de oferta abaixo), o que violaria a premissa de ortogonalidade do instrumento.

Em suma, as elasticidades-preço de demanda de mercado estimadas me parecem robustas. A minha preocupação, a essa altura, é a não-robustez do sinal (e significância) da estimativa do coeficiente da variável de interação, peça chave na distinção entre *mark-up* e custo marginal na técnica Bresnahan-Lau de inferência de oferta (já assumindo, é claro, que a indústria se enquadre no contexto muito específico adotado por Bresnahan-Lau; lembrar as Seções 2 a 4, já por si só um premissa um tanto heróica).

A.2 Oferta

Antes de mais nada, convém lembrar a discussão acima, e o título do presente trabalho, no que concerne à aplicação do método de Bresnahan-Lau: “Uma nota cautelar”. Uma hipótese mantida (ou seja, não testada) no exercício que segue, a despeito do contexto muito específico em que essa hipótese mantida vale, é que a equação de precificação estática (2) [ou,

equivalentemente, a (14)] captura apropriadamente as decisões de oferta da indústria. Em alguns casos, tal hipótese poderá ser heróica. Além disso, o poder de teste de rejeição da hipótese nula de concorrência perfeita ($H^0: \theta = 0$) é reduzido, sobretudo ao utilizar-se um baixo número de observações (~50), como vem a ser o caso. Portanto, ao contrário do que é afirmado no parecer, a não-rejeição de $\theta = 0$ não “nos leva a concluir que o mercado está em concorrência perfeita”. Como Cortis (1999) e Salvo (2007) demonstram, mesmo em indústrias cartelizadas simuladas (ou seja, dispendo-se de um elevado número de observações de mercado, digamos 500-1.000, e em ambiente altamente controlado, onde o analista conhece a verdade pois foi ele quem gerou os dados), é plenamente possível não rejeitar $H^0: \theta = 0$ quando H verdadeiro: $\theta = 1$, por exemplo.

Isto posto, parto para o exercício empírico. A primeira coluna da Tabela 2 contém as estimativas de oferta apresentadas no parecer, denominada O1_D1 (ver abaixo). A minha reprodução desta especificação O1_D1 é apresentada na segunda coluna, com resultados similares. Observo que, (i) como no caso de demanda, o parecer adota defasagens das variáveis endógenas para tentar identificar a equação de oferta; e (ii) o parecer não leva em consideração que a variável de receita inframarginal (RIM), $-q\partial p(q, Y, \epsilon; \alpha)/\partial q$, não é uma variável observada pelo analista, e sim uma variável estimada em um primeiro estágio de estimação de demanda. Como comento abaixo, as especificações alternativas que eu apresento, O2_D1 a O3_D6, procuram lidar com estes dois aspectos, importantes, em princípio, em termos da distorção potencial, mas não necessariamente importantes no caso em questão. Para cada especificação, além de apresentar estimativas obtidas pelo método de mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E), cujo conjunto de instrumentos é listado na Tabela, apresento resultados do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), para melhor informar o efeito da regressão de primeiro estágio do MQ2E sobre os resultados.

Tabela 2 Um caso antitruste: Estimativas de diferentes especificações de oferta (e de demanda). A primeira coluna se refere às estimativas apresentadas no parecer de defesa da firma A.

Descrição	O1_D1 Parecer	O1_D1 Minha reprodução	O2_D1 Intercepto livre	O3_D1 q ao invés de lnq	O4_D10 sobre- identific.	O4_D4	O3_D5	O3_D6
Forma funcional Deman. Custo marginal: b2w1+	semi-log-q b1lnq	semi-log-q b1lnq	semi-log-q b0+b1lnq	semi-log-q b0+b1q	semi-log-q b0+b1lnq	log-log b0+b1lnq	semi-log-p b0+b1q	linear b0+b1q
MQ2E								
Número de observ. Identificação Oferta	49 L1,L2 de lnq	49 L1,L2 de lnq	51 lny1	51 y1	51 lny1, lny3	51 lny1, lny3	51 y1, y3	51 y1, y3
Bootstrap para controlar erro amostral na Deman.?	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
variável RIM: theta	-0,0004**	-0,0004 (0,0004)	0,0000 (0,0016)	0,0009 (0,0069)	-0,0005** (0,0002)	-0,0077 (0,0164)	0,0052 (0,0089)	0,0041 (0,0075)
intercepto: b0	██████████	██████████	486,8684 (1048,0530)	93,6505 (400,7309)	228,3905** (112,9674)	247,7655* (131,3091)	29,5961** (13,2871)	29,7380** (13,7234)
função de q: b1	0,5285***	0,4977*** (0,0561)	-32,7117 (71,4512)	-3,84E-05 (1,78E-04)	-15,0593* (7,7119)	-16,4048* (8,9681)	-1,01E-05* (6,08E-06)	-1,04E-05 (6,39E-06)
função de w1: b2	0,8791***	0,8976*** (0,0457)	0,3666 (1,1725)	-0,1629 (4,8774)	0,6341*** (0,1418)	0,6569*** (0,1507)	0,6236*** (0,1712)	0,6390*** (0,1698)
MQO (sem erros padrão bootstrap, por comodidade)								
Número de observ.	49	51	51	51	51	51	51	51
variável RIM: theta	-0,0008	-0,0005 (0,0004)	-0,0005 (0,0004)	-0,0005 (0,0004)	-0,0001 (0,0001)	0,0008 (0,0082)	0,0089* (0,0051)	0,0020 (0,0025)
intercepto: b0	██████████	██████████	10,7456 (24,3469)	7,1385*** (2,0253)	12,4388 (24,5934)	11,3490 (24,2602)	7,4189*** (2,1899)	6,9275*** (2,1459)
função de q: b1	0,3588***	0,4747*** (0,0538)	-0,2564 (1,6652)	-6,83E-08 (8,63E-07)	-0,3549 (1,6780)	-0,2889 (1,6592)	-3,59E-07 (9,02E-07)	-6,98E-08 (8,79E-07)
função de w1: b2	0,6164***	0,9144*** (0,0445)	0,9013*** (0,0492)	0,9036*** (0,0482)	0,8864*** (0,0517)	0,8902*** (0,0571)	0,8918*** (0,0507)	0,9077*** (0,0506)

Notas: Erro padrão robusto em parêntesis (calculado, onde assinalado, pelo procedimento de bootstrap, com 500 repetições, para controlar o erro amostral na estimação de demanda). (Two-tailed tests) *** Significant[ly different from zero] at the 1% level; ** Significant at the 5% level; * Significant at the 10% level.

com a restrição $\beta_0 = 0$ (ou seja, intercepto nulo), e o conjunto de instrumentos composto por duas defasagens da variável $\ln(q)$. [A variável de receita inframarginal (RIM) é, então, gerada a partir da especificação (e estimativas) de demanda, ou seja, através de $-q\partial p/\partial q = -p/\eta$ e a expressão para a elasticidade de demanda η dada acima. Observe que, nessa especificação de demanda, a variável RIM, $-p/\eta = -p/(\alpha_2 + \alpha_4 \ln(Y_1)) = -(\alpha_2 + \alpha_4 \ln(Y_1))^{-1}$, é exógena.]

□ O2_D1: Especificação igual a O1_D1, só que com intercepto livre: $\beta_0 <> 0$. Lembrando a discussão acima, escolho como instrumento a variável exógena de demanda Y_1 , na forma funcional logarítmica, ao invés de defasagens de $\ln(q)$. Adicionalmente, os erros padrão são calculados pelo procedimento de *bootstrap* (com 500 repetições), assim levando em consideração o fato de que os parâmetros de demanda $\hat{\alpha}$ são estimativas, contendo erro amostral, e não os verdadeiros parâmetros de demanda α . Novamente, ao levantar a restrição de intercepto nulo, os erros padrão das estimativas dos coeficientes são bem mais elevados (agora, em torno de duas ordens de grandeza a mais). Os coeficientes estimados não são mais significativamente diferentes de zero (e o sinal do coeficiente na quantidade é agora negativo). Note que a interpretação de que a variável função de quantidade é um componente do custo, e não do poder de mercado, segue diretamente das formas funcionais adotadas pelo analista.

□ O1_ Esp ado no par Der sen - log-q e cus mar c (q,V = β 0 + β 1 ln(q) + β 2 W 1,

□ O3_D1: Especificação igual a O2_D1, só que com q no lugar de $\ln(q)$ no custo marginal, ou seja: $c(q,W;\beta) = \beta_0 + \beta_1 q + \beta_2 W$. Conclusões parecidas com a especificação anterior.

□ O4_D10: Especificação de demanda segundo D10, que inclui Y_3 (rendimento do trabalho), além de Y_1 (produção industrial) como variáveis exógenas de demanda. Especificação de custo marginal segundo o parecer: $c(q,W;\beta) = \beta_0 + \beta_1 \ln(q) + \beta_2 W$. A equação de precificação é instrumentada com as duas variáveis exógenas de demanda. Como $-p/\eta = -(\alpha_2 + \alpha_4 \ln(Y_1) + \alpha_6 \ln(Y_3))^{-1}$, a equação de precificação contém apenas uma variável endógena, $\ln(q)$, aqui interpretada como parte de custo marginal, e, portanto, a equação está sobreidentificada. Os coeficientes estimados são estatisticamente significativos, mas não parecem ser economicamente intuitivos (p. ex., o coeficiente na variável de quantidade é negativo).

□ O4_D4: Especificação de oferta igual à anterior, e especificação de demanda D4 (log-log). Agora a variável RIM é endógena, $-p/\eta = -p(\alpha_2 + \alpha_4 Y_1)^{-1}$, e, portanto, a equação de precificação, com dois instrumentos (excluídos) e duas variáveis endógenas está exatamente identificada. Estimativas parecidas com as da especificação O4_D10.

□ O3_D5: Especificação de demanda D5 (semi-log-p). A variável RIM é novamente endógena: $-p/\eta = -q(\alpha_2 + \alpha_4 Y_1)$. Diante da forma funcional adotada para o custo marginal, linear na quantidade $c(q,W;\beta) = \beta_0 + \beta_1 q + \beta_2 W$, a estimação da equação de precificação requer dois instrumentos: (produção industrial) e (rendimento do trabalho). (A rigor, a equação de demanda D5 fora estimada apenas com , então é externa ao “sistema”. D5 poderia ser reestimada com ambos os covariantes de demanda.) A significância e o sinal dos coeficientes estimados são parecidos com os obtidos na especificação O4_D4.

- O3_D6: Especificação de demanda D6 (linear). A variável RIM, endógena, é $-p/\eta = -q(\alpha_2 + \alpha_4 Y_1)^{-1}$. Novamente, o custo marginal é linear em quantidade, e especifica-se o conjunto de instrumentos de oferta com e . Estimativas parecidas com as da especificação O3_D5.

Não robustez de oferta

As estimativas de oferta apresentadas no parecer não são robustas a especificações alternativas, a saber: (i) a não-restrição de intercepto nulo, (ii) a especificação de instrumentos fundamentados em premissas identificadoras mais estabelecidas na literatura, (iii) o cálculo de erro padrão que reconhece erro amostral na estimação de demanda em um primeiro estágio, e (iv) a forma funcional em que a quantidade é especificada na função de custo marginal (em nível ou logarítimo).

Na Tabela 2, o coeficiente estimado na variável quantidade \hat{Q}_1 é muito sensível (sinal e significância estatística) à especificação¹³. A interpretação desse componente como sendo parte do custo marginal, ao invés de sinalizar o poder de mercado, apóia-se na hipótese mantida (não testada) de forma funcional adotada pelo analista. (O próprio Bresnahan já dizia isso na década de 80 – ver Bresnahan (1989) –, por não mencionar o que Bresnahan pensa hoje sobre a aplicabilidade indiscriminada do método.)

Nota:

(13) Além de comparar \hat{Q}_1 entre colunas (especificações), vale também comparar \hat{Q}_1 obtido por MQ2E e por MQO para cada especificação, sendo MQ2E consequência dos instrumentos adotados, ou seja, consequência da premissa identificadora também mantida (não testada). Ao passo que há pouca diferença entre MQ2E e MQO quando variáveis endógenas defasadas são usadas como instrumentos, como no parecer, a diferença em \hat{Q}_1 é de (no mínimo) uma ordem de grandeza quando variáveis exógenas de demanda são usadas como instrumentos.

O coeficiente próximo de zero na variável de receita inframarginal, ou seja \hat{q}_1 , não surpreende diante da elasticidade-preço de demanda de mercado estimada anteriormente de aproximadamente -0,5. É fato que, na tentativa de explicar preços observados, condicionando na demanda, a distinção entre a margem e o custo marginal decorre imediatamente da especificação empírica implementada e em larga parte não testada pelo analista.

No corpo do artigo, argumentei que a técnica Bresnahan-Lau está fundamentada em um contexto muito particular, um

contexto em que a equação de precificação (2) captura apropriadamente as decisões de oferta das firmas. No caso em questão, é plausível que a indústria aja em concorrência perfeita, com margem de preço sobre o custo marginal igual a zero, conforme argumenta o parecer. Mas parece-me igualmente plausível, em virtude da robustez (relativa) dos coeficientes estimados do preço de compra do insumo dominante $\hat{\beta}_2$, que a indústria pratique margens positivas (*mark-ups* maiores do que 1) sobre o preço do insumo, e que haja mecanismos dinâmicos (um *mark-up* “focal” constante sobre o preço do insumo, por exemplo) que sustentem tal prática. Vale enfatizar que, na medida em que preços não respondem a perturbações de demanda conforme previsto pelo modelo específico (2), a técnica Bresnahan-Lau dificilmente irá distinguir entre a argumentação da defesa e a argumentação da autoridade de concorrência no caso em questão.

Em suma, a fragilidade do uso da técnica Bresnahan-Lau decorre da quantidade de hipóteses mantidas (não testadas) a serem feitas pelo analista, o qual, naturalmente, pode vir a agir de forma estratégica. A combinação encontrada aqui de demanda robusta e de oferta não robusta é típica nessa literatura. Infelizmente, o ônus de comprovar que as premissas adotadas são apropriadas é tremendo, e parece ter como condição necessária o conhecimento profundo das instituições da indústria pelo analista, o que muitas vezes não é possível. O poder de teste da hipótese nula de concorrência perfeita é notoriamente baixo, ou seja, é alta a probabilidade de se cometer erro do tipo II – o erro de não se rejeitar nula de concorrência perfeita quando essa é falsa. Isso tem sido demonstrado via simulação (lembrar, por exemplo, Corts, 1999) e, em termos práticos, é condizente com a minha experiência e de outros analistas com quem tenho conversado ao largo dos anos. (Ver Salvo, 2007, para uma aplicação à indústria brasileira de cimento: enquanto a técnica sugere margens de preço sobre o custo marginal próximas de zero, dados observados de custo sugerem margens próximas a 50% do preço.)

* A.3 Programa em Stata

- * Este programa estima Demanda e Oferta segundo diferentes especificações, a partir de dados utilizados no parecer da firma A (firmaA_dados_parecer.csv), bem como dados da Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE (pme_rendimento_medio_nominal.csv).
- * Por motivos de confidencialidade, os dados não puderam ser divulgados, mas o programa é auto-explicativo.
- * Vários comentários analíticos estão inseridos.
- * A PREMISA FUNDAMENTAL é que a indústria enquadra-se no contexto muito específico adotado por Bresnahan-Lau (ver texto: Seções 2 a 4), premissa não testada aqui (“A BIG IF”).

```
capture log close
```

```
log using firmaA_arquivolog.smcl, text replace
```

```
set more off
```

```
*****DADOS*****
```

- * Importar os dados utilizados no parecer da firma A

```
insheet using firmaA_dados_parecer.csv, names comma clear
```

- * Natureza dos dados: série temporal mensal com somente 51 observações completas

```
keep if _n<=51 /* eliminar observações incompletas: observações 52 em diante */
```

```
rename v1 mes /* nomear a primeira variável, mês */
```

```
generate t=_n /* gerar variável t */
```

```
rename ipca deflator /* deflator: ipca, série Brasil */
```

```
ren p_med p_nominal /* preço médio de venda das empresas de X na praça de Y, Fonte: Firma A */
```

```
ren q_tot q /* volume total de venda das empresas de X na praça de Y, Fonte: Firma A */
```

```
ren mp w1_nominal /* preço da matéria prima (insumo principal e importante), Fonte: Firma A */
```

```
ren pf_ind_mg y1 /* produção física industrial – Minas Gerais, Fonte: IBGE */
```

```
ren pf_ind_br y2 /* produção física industrial – Brasil, Fonte: IBGE */
```

- * Adicionar a segunda base de dados, contendo séries alternativas de rendimento médio nominal do trabalho, em Reais, da PME/IBGE: y3_nominal e y4_nominal (pois o parecer da firma A utilizou apenas a produção industrial como variável exógena de demanda)

```
preserve
```

```
insheet using pme_rendimento_medio_nominal.csv, names comma clear
```

```
sort t
```

```
save temporary, replace
```

```
restore
```

```
sort t
```

```
merge t using temporary
```

```

assert _merge==3
drop _merge
erase temporary.dta
* Deflacionar preços: preços constantes de fim de período (note que essa escolha não deve fazer diferença)
foreach var in p w1 y3 y4 {
    gen `var'=`var'_nominal/deflator*deflator[51]
}
/*
* Gerar gráficos para análise visual dos dados
tway (line p t, lwidth(thick)) (line q t, yaxis(2))
tway (line y1 t, lwidth(thick)) (line w1 t, yaxis(2))
tway (line y1 t, lwidth(thick)) (line y3 t, yaxis(2)), title(Produção Industrial y1 e Rendimento médio do trabalho y3 -
MG/BH, size(medium))
tway (line y2 t, lwidth(thick)) (line y4 t, yaxis(2)), title(Produção Industrial y1 e Rendimento médio do trabalho y4 -
Brasil, size(medium))
* Ver os pontos de equilíbrio dos mercados temporais:
tway (scatter p q)
* Visualmente “distinguir” choques de demanda de choques de oferta, junto com gráficos anteriores:
tway (connected p q)
* Distinguir variações nominais versus reais de preços
tway (line p t, lwidth(thick)) (line p_nominal t, yaxis(2))
tway (line w1 t, lwidth(thick)) (line w1_nominal t, yaxis(2))
* Verificar mark-up preço de venda/preço de compra do insumo principal
gen p_sobre_w1=p/w1
tway (line p_sobre_w1 t, lwidth(thick)) (line p t, yaxis(2))
* Comentários:
* (i) parece haver muita variação (exógena) mês-a-mês no lado de demanda (y1)
* (ii) não está claro porque produção industrial seria a melhor proxy para renda domiciliar (o negocio é
principalmente venda para domicílios), ou seja, como tratar a produção de serviços? a economia informal?
* (iii) a observação t=24 parece ser um “outlier”: que cresce 57% em relação a t=23, e cai 44% em t=25;
* no entanto, há pouca variação em w1, então isso não deve contaminar a estimativa de demanda 2SLS
* (iv) ao usar rendimento do trabalho, incluir efeito fixo para dezembro
*/
* Gerar logaritmo das variáveis
foreach var in p q y1 y2 w1 y3 y4 {
    gen ln`var'=ln(`var')
}
* Gerar interações a serem usadas como variáveis incluídas ou excluídas (instrumentos)
gen plny1=p*lny1
gen w1lny1=w1*lny1
gen py1=p*y1
gen w1y1=w1*y1
gen y1lnp=y1*lnp
gen y1lnw1=y1*lnw1
gen qy1=q*y1
gen qw1=q*w1
gen plny3=p*lny3
gen w1lny3=w1*lny3
* Calcular média ou mediana amostral de algumas variáveis
foreach var in lny1 p y1 q lny3 {
    summarize `var', detail

```

```

* scalar media_`var'=r(mean)
  scalar mediana_`var'=r(p50)
}
* Gerar efeito fixo (variável dummy) para dezembro (a ser utilizado junto com rendimento médio do trabalho)
gen vd_dezembro=(t==9|t==21|t==33|t==45)
* Definir t como variável temporal
tsset t

```

DEMANDA*****

```

* Estimação de Demanda
* Na estimação de Oferta abaixo, podemos estimar Demanda e Oferta simultaneamente, mas opto por evitar a
* possibilidade de que o lado de Oferta “contamine” o lado de Demanda (ver Huse e Salvo, 2006, p. 129).
* Para cada especificação, obtenho (i) o estimador MQ2E, instrumentando preço com instrumentos na “forma
* natural” (p. ex., Wooldridge, 2002, p. 122), exceto a especificação D1 que utiliza defasagens, seguido de
* (ii) o estimador MQO, sem instrumentar preço.
* Especificação D1: semi-log-q, com intercepto nulo:  $\ln(q)=a_1+a_2p+a_3\ln(y_1)+a_4\ln(y_1)+ed$ , com  $a_1=0$ 
* e conjunto de instrumentos contendo 3 defasagens de p e 3 defasagens de  $\ln y_1$ .
* ESPECIFICAÇÃO CONFORME PARECER

```

```
ivreg lnq ln y1 (p plny1 = L.p L2.p L3.p L.plny1 L2.plny1 L3.plny1), nocons robust
```

```
gen elast_1_mq2e=p*(_b[p]+ln y1*_b[plny1])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_ln y1*_b[plny1])
```

```
scalar elastmedvar_1_mq2e=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_1_mq2e=r(se)
```

```
reg lnq p plny1 ln y1, nocons robust
```

```
gen elast_1_mq=p*(_b[p]+ln y1*_b[plny1])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_ln y1*_b[plny1])
```

```
scalar elastmedvar_1_mq=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_1_mq=r(se)
```

```
summ elast_1_mq2e elast_1_mq
```

```
display “MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_1_mq2e” (“se_elastmedvar_1_mq2e”)”
```

```
display “MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_1_mq” (“se_elastmedvar_1_mq”)”
```

```
* Especificação D2: semi-log-q, com intercepto livre:  $\ln(q)=a_1+a_2p+a_3\ln(y_1)+a_4\ln(y_1)+ed$ 
```

```
* e conjunto de instrumentos dado pelo preço de fator disponível na base e a interação deste com a variável
```

```
* exógena de demanda.
```

```
ivreg lnq ln y1 (p plny1 = w1 w1ln y1), robust
```

```
gen elast_2_mq2e=p*(_b[p]+ln y1*_b[plny1])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_ln y1*_b[plny1])
```

```
scalar elastmedvar_2_mq2e=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_2_mq2e=r(se)
```

```
reg lnq p plny1 ln y1, robust
```

```
gen elast_2_mq=p*(_b[p]+ln y1*_b[plny1])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_ln y1*_b[plny1])
```

```
scalar elastmedvar_2_mq=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_2_mq=r(se)
```

```
summ elast_2_mq2e elast_2_mq
```

```
display “Especificação 2, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_2_mq2e” (“se_elastmedvar_2_mq2e”)”
```

```
display “Especificação 2, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_2_mq” (“se_elastmedvar_2_mq”)”
```

- * Especificação D2 *versus* especificação D1: Comentário: ao não restringir o intercepto a zero, a
- * significância dos coeficientes estimados alpha muda drasticamente (embora as elasticidades não mudam
- * muito, o que faz sentido diante do intercepto não ser significativamente diferente de 0).
- * Conduzir alguns testes de especificação em relação à especificação D2 (ver Wooldridge, 2002, p. 122).
- * Teste de exogeneidade (Hipótese nula: variáveis são ortogonais)

```
ivreg2 lnq ln y1 p plny1 ( = w1 w1lny1), orthog(p plny1) robust
```

- * Resultado: estatísticas C e Hansen-Sargan rejeitam exogeneidade a 9%.

```
ivreg2 lnq ln y1 (p plny1 = w1 w1lny1)
```

- * Teste de endogeneidade (Hipótese nula: variáveis são exógenas)

```
ivendog p plny1
```

- * Resultado: novamente Durbin-Wu-Hausman rejeita exogeneidade a 6%.

- * Teste de heteroscedasticidade de Pagan-Hall (Hipótese nula: erro é homoscedástico)

```
ivhetttest
```

- * Resultado: teste não rejeita homoscedasticidade.

- * Teste de sobreidentificação de Sargan (Hipótese nula: instrumentos são validos, ou seja, estão

- * corretamente excluídos da equação); utilizar quando o número de variáveis excluídas supera o número de

- * variáveis endógenas, o que não é o caso aqui.

- * overid, all

- * Reportar resultados da regressão de primeiro estágio

```
ivreg2 lnq ln y1 (p plny1 = w1 w1lny1), ffirst robust
```

- * Especificação D3: semi-log-q, com intercepto livre: $\ln(q)=a_1+a_2p+a_3y_1+a_4py_1+ed$.

```
ivreg lnq y1 (p py1 = w1 w1y1), robust
```

```
gen elast_3_mq2e=p*(_b[p]+y1*_b[py1])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_y1*_b[py1])
```

```
scalar elastmedvar_3_mq2e=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_3_mq2e=r(se)
```

```
reg lnq p py1 y1, robust
```

```
gen elast_3_mq=p*(_b[p]+y1*_b[py1])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_y1*_b[py1])
```

```
scalar elastmedvar_3_mq=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_3_mq=r(se)
```

```
summ elast_3_mq2e elast_3_mq
```

```
display "Especificação 3, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: "elastmedvar_3_mq2e"  
("se_elastmedvar_3_mq2e")"
```

```
display "Especificação 3, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: "elastmedvar_3_mq"  
("se_elastmedvar_3_mq")"
```

- * Especificação D3 *versus* especificação D2: Comentário: elasticidades parecidas.

- * Especificação D4: log-log: $\ln(q)=a_1+a_2\ln(p)+a_3y_1+a_4y_1\ln(p)+ed$.

```
ivreg lnq y1 (lnp y1lnp = w1 y1lnw1), robust
```

```
gen elast_4_mq2e=( _b[lnp]+y1*_b[y1lnp])
```

```
lincom (_b[lnp]+mediana_y1*_b[y1lnp])
```

```
scalar elastmedvar_4_mq2e=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_4_mq2e=r(se)
```

```
reg lnq lnp y1lnp y1, robust
```

```
gen elast_4_mq=( _b[lnp]+y1*_b[y1lnp])
```

```
lincom (_b[lnp]+mediana_y1*_b[y1lnp])
```

```
scalar elastmedvar_4_mq=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_4_mq=r(se)
```

```
summ elast_4_mq2e elast_4_mq
```

```
display "Especificação 4, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis:  
"elastmedvar_4_mq2e" ("se_elastmedvar_4_mq2e")"
```

display “Especificação 4, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_4_mq” (“se_elastmedvar_4_mq”)

- * Especificação D4 *versus* especificação D2: Comentário: elasticidades mais próximas de zero (e erro padrão parecido).
- * Especificação D5 semi-log-p: $\ln(p)=a_1+a_2q+a_3y_1+a_4qy_1+ed$.

ivreg lnp y1 (q qy1 = w1 w1y1), robust

gen elast_5_mq2e=1/(q*($_b[q]+y_1*_b[qy1]$))

nlcom 1/(mediana_q*($_b[q]+mediana_y1*_b[qy1]$))

matrix define elastmedvar_5_mq2e = r(b)

matrix define cov_elastmedvar_5_mq2e = r(V)

reg lnp q qy1 y1, robust

gen elast_5_mq=1/(q*($_b[q]+y_1*_b[qy1]$))

nlcom 1/(mediana_q*($_b[q]+mediana_y1*_b[qy1]$))

matrix define elastmedvar_5_mq = r(b)

matrix define cov_elastmedvar_5_mq = r(V)

summ elast_5_mq2e elast_5_mq

display “Especificação 5, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_5_mq2e [1,1]” (“(cov_elastmedvar_5_mq2e[1,1])^0.5”)

display “Especificação 5, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_5_mq [1,1]” (“(cov_elastmedvar_5_mq[1,1])^0.5”)

- * Especificação D5 *versus* especificação D2: Comentário: dado o valor de $a_2+a_4y_1$ próximo de zero em vários períodos (sobretudo com MQO), a elasticidade é muito sensível.
- * Especificação D6: linear: $q=a_1+a_2p+a_3y_1+a_4py_1+ed$.

ivreg q y1 (p py1 = w1 w1y1), robust

gen elast_6_mq2e=p/q*($_b[p]+y_1*_b[py1]$)

lincom mediana_p/mediana_q*($_b[p]+mediana_y1*_b[py1]$)

scalar elastmedvar_6_mq2e=r(estimate)

scalar se_elastmedvar_6_mq2e=r(se)

reg q p py1 y1, robust

gen elast_6_mq=p/q*($_b[p]+y_1*_b[py1]$)

lincom mediana_p/mediana_q*($_b[p]+mediana_y1*_b[py1]$)

scalar elastmedvar_6_mq=r(estimate)

scalar se_elastmedvar_6_mq=r(se)

summ elast_6_mq2e elast_6_mq

display “Especificação D6, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_6_mq2e” (“se_elastmedvar_6_mq2e”)

display “Especificação D6, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_6_mq” (“se_elastmedvar_6_mq”)

- * Especificação D6 *versus* especificação D2: Comentário: elasticidades parecidas.

- * Especificação D7: igual a especificação D2 mas excluindo a observação atípica $t=24$

ivreg lnq lny1 (p plny1 = w1 w1lny1) if t~=24, robust

gen elast_7_mq2e=p*($_b[p]+lny1*_b[plny1]$)

lincom mediana_p*($_b[p]+mediana_lny1*_b[plny1]$)

scalar elastmedvar_7_mq2e=r(estimate)

scalar se_elastmedvar_7_mq2e=r(se)

reg lnq p plny1 lny1 if t~=24, robust

gen elast_7_mq=p*($_b[p]+lny1*_b[plny1]$)

lincom mediana_p*($_b[p]+mediana_lny1*_b[plny1]$)

scalar elastmedvar_7_mq=r(estimate)

scalar se_elastmedvar_7_mq=r(se)

summ elast_7_mq2e elast_7_mq

display “Especificação 7, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: “elastmedvar_7_mq2e”

```
("se_elastmedvar_7_mq2e")
```

```
display "Especificação 7, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: "elastmedvar_7_mq"
("se_elastmedvar_7_mq")
```

```
* Especificação D7 versus especificação D2: Comentário: elasticidades parecidas, um pouco mais altas.
```

```
* Especificação D8: igual a especificação D2 mas substituindo y1 por y3:  $\ln(q)=a1+a2p+a3\ln(y3)+a4\ln(y3)+ed$ 
```

```
ivreg lnq lny3 (p plny3 = w1 w1lny3), robust
```

```
gen elast_8_mq2e=p*(_b[p]+lny3*_b[plny3])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_lny3*_b[plny3])
```

```
scalar elastmedvar_8_mq2e=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_8_mq2e=r(se)
```

```
reg lnq p plny3 lny3, robust
```

```
gen elast_8_mq=p*(_b[p]+lny3*_b[plny3])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_lny3*_b[plny3])
```

```
scalar elastmedvar_8_mq=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_8_mq=r(se)
```

```
summ elast_8_mq2e elast_8_mq
```

```
display "Especificação 8, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis:
"elastmedvar_8_mq2e" ("se_elastmedvar_8_mq2e")
```

```
display "Especificação 8, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: "elastmedvar_8_mq"
("se_elastmedvar_8_mq")
```

```
* Especificação D8 versus especificação D2: Comentário: elasticidades parecidas, um pouco mais baixas.
```

```
* Especificação D9: igual a especificação D8, mas incluindo efeito fixo para dezembro:
```

```
*  $\ln(q)=a1+a2p+a3\ln(y3)+a4\ln(y3)+vd\_dezembro+ed$ .
```

```
ivreg lnq lny3 vd_dezembro (p plny3 = w1 w1lny3), robust
```

```
gen elast_9_mq2e=p*(_b[p]+lny3*_b[plny3])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_lny3*_b[plny3])
```

```
scalar elastmedvar_9_mq2e=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_9_mq2e=r(se)
```

```
reg lnq p plny3 lny3 vd_dezembro, robust
```

```
gen elast_9_mq=p*(_b[p]+lny3*_b[plny3])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_lny3*_b[plny3])
```

```
scalar elastmedvar_9_mq=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_9_mq=r(se)
```

```
summ elast_9_mq2e elast_9_mq
```

```
display "Especificação 9, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis:
"elastmedvar_9_mq2e" ("se_elastmedvar_9_mq2e")
```

```
display "Especificação 9, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: "elastmedvar_9_mq"
("se_elastmedvar_9_mq")
```

```
* Especificação D9 versus especificação D2: Comentário: elasticidades mais baixas.
```

```
* Especificação D10: igual a especificação D2, mas adicionar y3 ao invés de usar essa variável para
```

```
* substituir y1:  $\ln(q)=a1+a2p+a3\ln(y1)+a4\ln(y1)+a5\ln(y3)+a6\ln(y3)+ed$ .
```

```
ivreg lnq lny1 lny3 (p plny1 plny3 = w1 w1lny1 w1lny3), robust
```

```
gen elast_10_mq2e=p*(_b[p]+lny1*_b[plny1]+lny3*_b[plny3])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_lny1*_b[plny1]+mediana_lny3*_b[plny3])
```

```
scalar elastmedvar_10_mq2e=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_10_mq2e=r(se)
```

```
reg lnq p plny1 plny3 lny1 lny3, robust
```

```
gen elast_10_mq=p*(_b[p]+lny1*_b[plny1]+lny3*_b[plny3])
```

```
lincom mediana_p*(_b[p]+mediana_lny1*_b[plny1]+mediana_lny3*_b[plny3])
```

```
scalar elastmedvar_10_mq=r(estimate)
```

```
scalar se_elastmedvar_10_mq=r(se)
```

```
summ elast_10_mq2e elast_10_mq
```

```
display "Especificação 10, MQ2E: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis:
"elastmedvar_10_mq2e" ("se_elastmedvar_10_mq2e")"
```

```
display "Especificação 10, MQO: elasticidade calculada na mediana amostral das variáveis: "elastmedvar_10_mq"
("se_elastmedvar_10_mq")"
```

* Especificação D10 *versus* especificação D2: Comentário: elasticidades parecidas.

*****OFERTA*****

* Estimação de Oferta

* Para enfatizar, a PREMISSE FUNDAMENTAL é que a equação de precificação de Bresnahan-Lau é apropriada:
* ou seja, vale $p = -\theta \cdot p/\eta + c(q, w; b) + \epsilon$, onde y é ortogonal a ϵ (ver texto: Seções 2 a 4).

* Como o lado de Demanda é estimado, ao invés de conhecido, o erro decorrente de amostragem deve ser levado
* em consideração na estimação do lado de Oferta; uma opção é proceder via a estimação simultânea dos lados
* de Demanda e de oferta (a qual, nesse caso, seria não linear).

* Outra opção, adotada aqui, é proceder via bootstrap.

* Para cada especificação, obtenho (i) o estimador MQ2E com erros que não consideram que o lado de demanda
* é estimado, (ii) o mesmo estimador MQ2E com erros bootstrap, e (iii) o estimador MQO com erros que não
* consideram que o lado de demanda é estimado.

* Gerar a variável inframarginal, $-p/\eta$, para cada especificação de demanda

```
foreach num of numlist 1/10 {
  gen rim_d`num' = -p/elast_`num'_mq2e
}
```

* Especificação O1-D1

* Lembrar D1: semi-log-q, com intercepto nulo: $\ln(q) = a_1 + a_2 p + a_3 \ln(y_1) + a_4 \ln(y_1) + \epsilon$, com $a_1 = 0$, conjunto de
* instrumentos contendo 3 defasagens de p e 3 defasagens de $\ln(y_1)$.

* O1: $c(q, w; b) = b_1 \ln(q) + b_2 w_1$, portanto $p = -\theta / (a_2 + a_4 \ln(y_1)) + b_1 \ln(q) + b_2 w_1 + \epsilon$.

* Observar que nessa especificação, rotadores de demanda não são necessários para distinguir entre custos e
* conduta, pois o termo da receita inframarginal é exógeno.

* ESPECIFICAÇÃO CONFORME PARECER

* Comentários sobre o parecer: (i) no parecer, o lado de demanda é estimado em um primeiro estágio,
* utilizando variáveis defasadas de preço como instrumentos, ou seja, restrições de exclusão adicionais
* ao sistema; (ii) a estimação do lado de oferta não leva em consideração que a demanda é estimada
* anteriormente, *i.e.* que a demanda não é conhecida; e (iii) os instrumentos adotados no parecer são
* duas defasagens de quantidade.

```
ivreg p rim_d1 w1 (lnq = L.lnq L2.lnq), nocons robust
```

```
reg p lnq rim_d1 w1, nocons robust
```

* Especificação O2-D1

* O2: $c(q, w; b) = b_0 + b_1 \ln(q) + b_2 w_1$, igual a O1 mas com intercepto livre e instrumento dado pela variação
* exógena de demanda.

* Observar que identificação é exata visto que o termo p/η é exógeno quando demanda é semi-log-q.

```
ivreg p rim_d1 w1 (lnq = ln y1), robust
```

```
reg p lnq rim_d1 w1, robust
```

* Especificação O3-D1

* O3: $c(q, w; b) = b_0 + b_1 q + b_2 w_1$, igual a O2 mas com q no lugar de $\ln(q)$.

```
ivreg p rim_d1 w1 (q = y1), robust
```

```
reg p q rim_d1 w1, robust
```

* Especificação O4-D10

* O4: $c(q, w; b) = b_0 + b_1 \ln(q) + b_2 w_1$, igual a O2 mas com sobreidentificação (y_1 : produção industrial, e
* y_3 : rendimento do trabalho).

```
ivreg p rim_d10 w1 (lnq = ln y1 ln y3), robust
```

```
reg p lnq rim_d10 w1, robust
```

```

* Especificação O4-D4
* O4:  $c(q,w;b)=b_0+b_1\ln(q)+b_2w_1$ .
* Lembrar demanda log-log (utilizar y3 na instrumentação dada a condição de ordem: a necessidade de pelo
* menos 2 instrumentos).
ivreg p w1 (rim_d4 lnq = lny1 lny3), robust
reg p rim_d4 lnq w1, robust
* Especificação O3-D5
* O3:  $c(q,w;b)=b_0+b_1q+b_2w_1$ .
* Lembrar demanda semi-log-p.
ivreg p w1 (rim_d5 q = y1 y3), robust
reg p rim_d5 q w1, robust
* Especificação O3-D6
* O3:  $c(q,w;b)=b_0+b_1q+b_2w_1$ .
* Lembrar demanda linear.
ivreg p w1 (rim_d6 q = y1 y3), robust
reg p rim_d6 q w1, robust
* Repetir agora com bootstrap
set seed 1000 /* para poder reproduzir os resultados */
capture program drop o4_d10
program o4_d10, rclass
    ivreg lnq lny1 lny3 (p plny1 plny3 = w1 w1lny1 w1lny3), robust
    replace elast_10_mq2e=p*(_b[p]+lny1*_b[plny1]+lny3*_b[plny3])
    replace rim_d10=-p/elast_10_mq2e
    ivreg p rim_d10 w1 (lnq = lny1 lny3), robust
    local theta=_b[rim_d10]
    local b0_interc=_b[_cons]
    local b1_quant=_b[lnq]
    local b2_w1=_b[w1]
    return scalar theta=`theta'
    return scalar b0_interc=`b0_interc'
    return scalar b1_quant=`b1_quant'
    return scalar b2_w1=`b2_w1'
end
bootstrap "o4_d10" r(theta) r(b0_interc) r(b1_quant) r(b2_w1), reps(500) dots
capture program drop o4_d4
program o4_d4, rclass
    ivreg lnq y1 (lnp y1lnp = w1 y1lnw1), robust
    replace elast_4_mq2e=( _b[lnp]+y1*_b[y1lnp])
    replace rim_d4=-p/elast_4_mq2e
    ivreg p w1 (rim_d4 lnq = lny1 lny3), robust
    local theta=_b[rim_d4]
    local b0_interc=_b[_cons]
    local b1_quant=_b[lnq]
    local b2_w1=_b[w1]
    return scalar theta=`theta'
    return scalar b0_interc=`b0_interc'
    return scalar b1_quant=`b1_quant'
    return scalar b2_w1=`b2_w1'
end
bootstrap "o4_d4" r(theta) r(b0_interc) r(b1_quant) r(b2_w1), reps(500) dots

```

```

capture program drop o3_d5
program o3_d5, rclass
    ivreg ln p y1 (q qy1 = w1 w1y1), robust
    replace elast_5_mq2e=1/(q*(_b[q]+y1*_b[qy1]))
    replace rim_d5=-p/elast_5_mq2e
    ivreg p w1 (rim_d5 q = y1 y3), robust
    local theta=_b[rim_d5]
    local b0_interc=_b[_cons]
    local b1_quant=_b[q]
    local b2_w1=_b[w1]
    return scalar theta=`theta'
    return scalar b0_interc=`b0_interc'
    return scalar b1_quant=`b1_quant'
    return scalar b2_w1=`b2_w1'
end

bootstrap "o3_d5" r(theta) r(b0_interc) r(b1_quant) r(b2_w1), reps(500) dots
capture program drop o3_d6
program o3_d6, rclass
    ivreg q y1 (p py1 = w1 w1y1), robust
    replace elast_6_mq2e=p/q*(_b[p]+y1*_b[py1])
    replace rim_d6=-p/elast_6_mq2e
    ivreg p w1 (rim_d6 q = y1 y3), robust
    local theta=_b[rim_d6]
    local b0_interc=_b[_cons]
    local b1_quant=_b[q]
    local b2_w1=_b[w1]
    return scalar theta=`theta'
    return scalar b0_interc=`b0_interc'
    return scalar b1_quant=`b1_quant'
    return scalar b2_w1=`b2_w1'
end

bootstrap "o3_d6" r(theta) r(b0_interc) r(b1_quant) r(b2_w1), reps(500) dots
* Estimar agora as especificações que usam variáveis defasadas (conforme o parecer)
foreach var in p plny1 {
    foreach num of numlist 1/3 {
        gen lag`num`var'=L`num'.`var'
    }
}
drop if _n<=3
capture program drop o2_d1
program o2_d1, rclass
    ivreg ln q lny1 (p plny1 = lag1p lag2p lag3p lag1plny1 lag2plny1 lag3plny1), nocons robust
    replace elast_1_mq2e=p*(_b[p]+lny1*_b[plny1])
    replace rim_d1=-p/elast_1_mq2e
    ivreg p rim_d1 w1 (ln q = lny1), robust
    local theta=_b[rim_d1]
    local b0_interc=_b[_cons]
    local b1_quant=_b[lnq]
    local b2_w1=_b[w1]
    return scalar theta=`theta'

```

```
    return scalar b0_interc=`b0_interc`
    return scalar b1_quant=`b1_quant`
    return scalar b2_w1=`b2_w1`
end
bootstrap "o2_d1" r(theta) r(b0_interc) r(b1_quant) r(b2_w1), reps(500) dots
capture program drop o3_d1
program o3_d1, rclass
    ivreg lnq lny1 (p plny1 = lag1p lag2p lag3p lag1plny1 lag2plny1 lag3plny1), nocons robust
    replace elast_1_mq2e=p*(_b[p]+lny1*_b[plny1])
    replace rim_d1=-p/elast_1_mq2e
    ivreg p rim_d1 w1 (q = y1), robust
    local theta=_b[rim_d1]
    local b0_interc=_b[_cons]
    local b1_quant=_b[q]
    local b2_w1=_b[w1]
    return scalar theta=`theta`
    return scalar b0_interc=`b0_interc`
    return scalar b1_quant=`b1_quant`
    return scalar b2_w1=`b2_w1`
end
bootstrap "o3_d1" r(theta) r(b0_interc) r(b1_quant) r(b2_w1), reps(500) dots
set more on
log close
exit
```