

NOTA TÉCNICA Nº 13/2017/DEE/CADE

Referência: Processo Administrativo nº 08012.008881/2010-60

Representadas:

American Natural Soda Ash Corporation – ANSAC e suas empresas membros

Ementa: Resposta ao Parecer da Pezco Microanalysis intitulado “Avaliação da Formação da ANSAC sobre a indústria brasileira de carbonato de sódio”. Foram executados exercícios econométricos alternativos com os dados enviados pela consultoria. Verificou-se que os resultados apresentados no referido Parecer são sensíveis a mudanças de especificação. As estimativas alternativas de elasticidade de custo variam de acordo com o cenário adotado, mas se mantêm abaixo de “1”. Por sua vez, dependendo da especificação, o coeficiente referente ao efeito de entrada da ANSAC sobre a quantidade perde significância e até muda de direção. Nas estimativas sobre o preço, o efeito é sempre negativo nas estimações alternativas e se mantém estatisticamente significativa, mas a sua magnitude se altera consideravelmente. Assim, o efeito real sobre o preço, em magnitude, não é claro.

Versão: PÚBLICA

1. Escopo da Nota Técnica

A presente Nota Técnica responde ao parecer econômico da Pezco Microanalysis, intitulado “Avaliação da Formação da ANSAC sobre a indústria brasileira de carbonato de sódio”, apresentado no contexto do Processo Administrativo 080102.0008881/2010-60. A ANSAC (*American Natural Soda Ash Corp.*) é uma associação fundada em 1984 e que hoje reúne três empresas americanas, conforme o próprio parecer econômico da Pezco Microanalysis, e que comercializa internacionalmente carbonato de sódio. A ANSAC é uma das poucas associações com isenções do *Sherman Act*¹ até 2015, sob o *Webb-Pomerene Act*². O foco desta Nota Técnica, porém, é a análise do parecer econômico da Pezco Microanalysis.

O parecer da Pezco Microanalysis, doravante referido como “Parecer”, apresentou um entendimento de que a operação da ANSAC não constitui um caso clássico de cartel; o mesmo Parecer proporcionou um panorama histórico do mercado de carbonato de sódio no Brasil e executou exercícios econométricos, concluindo pela existência de eficiências

¹ *Sherman Act*, 15 U.S.C. §§ 1–7. O marco inicial da legislação antitruste nos EUA e, também, no mundo, em virtude de sua influência. A ANSAC é uma organização que possui isenção do *Sherman Act*, sob o *Webb-Pomerene Act*. As isenções registradas e documentadas sob essa lei podem ser obtidas no site do FTC (*Federal Trade Commission*), com os registros renovados anualmente. Disponível em <https://www.ftc.gov/policy/reports/webb-pomerene-act-filings> Acessado em 6 de março de 2017.

² *Webb-Pomerene Act*, 15 U.S.C. §§ 61-66 (1994). A lei prevê isenções do *Sherman Act* para associações de exportação.

(economias de escala), aumento do volume de vendas e queda do preço em função da existência da operação da ANSAC no país. A presente Nota Técnica foca nos estudos econométricos do Parecer e conclui que seus resultados são frágeis, isto é, a partir da estimação de modelos alternativos foram encontrados resultados estatísticos não significantes e, em alguns casos, coeficientes com magnitudes inferiores (em módulo) aos apresentados pelo Parecer.

Esta Nota Técnica está dividida em uma seção que descreve o Parecer, com subseções para os modelos utilizados e os resultados apresentados; uma seção para modelos que poderiam ter sido utilizados em alternativa à análise empenhada; e, por fim, uma seção para a conclusão desta Nota Técnica.

2. O Parecer da Microanalysis

O referido Parecer está dividido em 5 partes, sendo que a segunda parte argumenta que a operação da ANSAC não consiste em um cartel clássico e a terceira apresenta um histórico do mercado de carbonato de sódio no Brasil. As partes 4 e 5 do Parecer, que contêm as análises econométricas, serão discutidas detalhadamente nesta Nota. Ademais, esta Nota não opina sobre demais questões de eficiência, nem sobre os argumentos teóricos e históricos do mercado apresentados no Parecer nas primeiras três seções.

As seguintes seções e subseções desta Nota Técnica focarão nos modelos alternativos utilizados e na comparação com os resultados apresentados nas seções 4 e 5 do Parecer. Trata-se dos resultados relativos aos ganhos de escala da operação, ditos não-esgotados, e ao efeito de entrada da ANSAC sobre a quantidade e o preço do carbonato de sódio no Brasil.

2.1. Modelo utilizados, resultados e dados

2.1.1. Ganhos de escala

Na seção “Demonstração dos ganhos de escala” apresentada no Parecer, detalha-se a intenção de estimar os ganhos de economia de escala através da estimação da elasticidade do custo total. A especificação econométrica utilizada é a seguinte:

$$\ln CT_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Onde CT_t é o custo total mensal e Q_t é o volume de vendas mensal. Como se observa pela equação (1) acima reproduzida do Parecer, as variáveis são estimadas em seus logaritmos naturais (\ln), permitindo a interpretação de que uma variação percentual de 1% em Q_t

geraria $\alpha_1\%$ de variação em CT_t . Ou seja, trata-se de uma especificação que permite a obtenção de uma elasticidade do custo total (CT_t) em relação à quantidade (Q_t). O período utilizado para a estimação é janeiro de 1994 a dezembro de 2011, compreendendo 216 observações. O Parecer indica, inicialmente, que a especificação a ser estimada seria acompanhada de mais uma variável independente, um índice de preços ao produtor de carbonato de sódio natural e sulfato, divulgado pelo *Bureau of Labor Statistics*³. No corpo do texto não se encontra a justificativa para a não inclusão da variável, mas no anexo do Parecer alerta-se para o fato de que a variável não atingira a mesma ordem de integração das demais variáveis, não sendo passível a inclusão da variável na equação a ser estimada.

Na mesma seção menciona-se que a especificação é inspirada na estimação feita por Christensen e Greene (1976), que estimam a existência de economias de escala para a geração de eletricidade. No *paper* mencionado, há um conjunto de diferentes especificações utilizadas, a partir do formato *translog* da função custo. Reproduz-se abaixo a equação *translog* apresentada em Christensen e Greene (1976) sem restrições de parâmetros:

$$\ln C = b_0 + b_y Y + \frac{1}{2} b_{yy} (\ln Y)^2 + \sum_i b_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum_i b_{yi} \ln Y \ln P_i \quad (2)$$

Onde C representa o custo total, Y a quantidade produzida e P_i os i preços de insumos para a produção. A estimação econométrica toma por referência a equação (2) como modelo teórico, variando conforme as hipóteses de homoteticidade e homogeneidade⁴ da estrutura de produção. No artigo original foram utilizados três insumos, além das interações entre os termos descritos em (2) e as variáveis de custo total e quantidade. Deve-se notar, também, que a natureza da base de dados era um *cross-section* com firmas da indústria e não uma série temporal de um grupo do mercado.

No artigo referenciado são estimados cerca de seis modelos diferentes, com três bases de dados, para discutir os parâmetros estimados. Uma das conclusões é que os modelos que impõem restrições aos parâmetros são todos rejeitados. A especificação apresentada em (1) é extremamente restrita em sua imposição aos parâmetros: a especificação não somente assume indiretamente uma função homotética e homogênea de produção, mas não considera a inclusão de outros insumos que devem fazer parte da estimação, o que levanta a suspeita de um viés de variável omitida.

Por fim, o Parecer discute um único resultado estimado – fato que se repete para todos modelos apresentados –, o que não reflete a boa prática de testes de robustez de modelos. Outro aspecto relevante diz respeito ao fato de a estimação ser feita para o período de

³ Ver pág. 30 do Parecer.

⁴ No que é importante para a equação (2), as propriedades de homoteticidade e homogeneidade equivalem, respectivamente, às seguintes restrições sobre os parâmetros: (i) $b_{yi} = 0$ (homoteticidade), (ii) $b_{yi} = 0$ e $b_{yy} = 0$ (homogeneidade). As propriedades não podem ser resumidas adequadamente em uma nota de rodapé. Uma explicação detalhada pode ser encontrada em Chiang (1994) ou em outro livro de matemática para economistas. Para a derivação da função custo com essas propriedades, Christensen e Greene (1976) apontam para Diewert (1974).

janeiro de 1994 a dezembro de 2011. Isto é, o parâmetro estimado é uma relação média entre o custo total e as quantidades em um período considerável de tempo, não dando conta de uma análise dinâmica de alteração da relação entre as duas variáveis⁵.

Dessa forma, a afirmação do Parecer de que há “economias de escala significativas na operação dessa associação para o caso brasileiro, e que ainda não se esgotaram” (pág. 31) deve ser tomada com cautela. Na seção 4 à frente, esta Nota Técnica produzirá alternativas de estimação que demonstraram que o resultado pode ser sensível a mudanças de especificação.

2.1.2. Efeitos sobre Preço e Quantidade

O Parecer faz referência a dois trabalhos de Dick (1992a) e Dick (1992b), que analisam as eficiências de consórcios de exportadores. Abaixo, é feita uma reprodução das equações utilizadas para representar a oferta total de exportação de carbonato de sódio para o território brasileiro em (3) e a demanda total em (4):

$$LQ_t^s = \theta_0 + \theta_1 LP_t + \theta_2 LWPI_t + \theta_3 LS_t + \theta_4 DANSAC_t + \epsilon_t \quad (3)$$

$$LQ_t^d = \beta_0 + \beta_1 LP_t + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LQBR_t + \beta_4 DANSAC_t + u_t \quad (4)$$

Onde LQ_t representa o logaritmo natural do volume importado anual de carbonato de sódio; LP_t representa o logaritmo natural do preço médio de importação anual do mesmo produto; $LWPI_t$ representa o índice de preços ao produtor de carbonato de sódio Americano; $DANSAC_t$ é a variável *dummy* que assume o valor de 1 nos anos após a entrada da ANSAC (de 1985 adiante) e 0 nos outros anos; $LGDP_t$ representa o logaritmo do PIB nacional anual; $LQBR_t$ representa o volume produzido no Brasil de carbonato de sódio anualmente.

Solucionando o sistema de equações em (3) e (4), conforme o Parecer, chega-se à forma reduzida das equações utilizadas para a estimação em (5) e (6):

$$LQ_t = \gamma_0 + \gamma_1 LGDP_t + \gamma_2 LQBR_t + \gamma_3 LWPI_t + \alpha_4 LS_t + \gamma_5 DANSAC_t + v_t \quad (5)$$

$$LP_t = v_0 + v_1 LGDP_t + v_2 LQBR_t + v_3 LWPI_t + v_4 LS_t + v_5 DANSAC_t + \epsilon_t \quad (6)$$

⁵ Note-se que a equação é estimada com apenas uma variável independente, o que certamente não impede que os autores do Parecer pudessem estimar como a relação se dá em diferentes cortes da amostra, tal como em estimações do tipo *rolling*.

A especificação estimada, porém, é de outra natureza. Há a inserção de uma variável *dummy* em (5), que não é detalhada em nenhuma parte do Parecer, além da inserção de um termo MA(1) em (6). A inserção de tais variáveis não foi justificada apropriadamente. A *dummy* utilizada em (5) só foi explicada após o contato com os pareceristas e a sua inclusão afeta a significância do coeficiente da *dummy* $DANSAC_t$, conforme os resultados das regressões realizadas pelo DEE demonstram mais à frente. Um outro ponto relevante é que o teste Breusch-Pagan de heterocedasticidade está muito próximo da rejeição da hipótese nula (ver pág. 58 do Parecer), o que sugere a utilização de erros robustos para heterocedasticidade como alternativa adicional. No Anexo do Parecer, detalha-se que a utilização do termo MA(1) fora uma solução utilizada para problemas de autocorrelação da estimação, mas esse é apenas um dos métodos possíveis para a solução do problema. A variável LS_t é excluída da especificação estimada em (6), pois o Parecer afirma que a variável não alcançou significância. A exclusão de estimativas e a não inserção dos resultados com a variável LS_t em (6) fragiliza o argumento do Parecer.

Novamente, o Parecer apresenta uma única especificação para a estimação final, o que não reflete uma análise transparente de robustez.

3. Estimações Alternativas

Nas análises alternativas desta Nota Técnica utilizou-se o software Stata 12 e, em alguns casos, com o fim de reproduzir com facilidade os resultados do Parecer, o software Eviews 8. A base utilizada foi a mesma do Parecer, com as mesmas transformações (e.g. média móvel, uso de raiz quadrada) empregadas para as estimações no Parecer. Os períodos que as séries cobrem, quando alterados, como no caso das estimações *rolling*, são mencionados à frente.

3.1 Estimação de especificações alternativas para os ganhos de escala

No caso do modelo utilizado para estimar a elasticidade de custo considerou-se a inserção de uma não-linearidade no modelo (um termo quadrático) e a introdução de uma defasagem da variável dependente, com a intenção de obter um coeficiente de longo-prazo. Além dessas inserções, considerou-se uma estimação *rolling* do modelo, em que se varia a janela de estimação em 100 observações a partir da data inicial da série⁶.

Dessa forma, há um modelo (1a) “original” do Parecer; (1b) um modelo com uma defasagem da variável dependente; (1c) um modelo com a adição do termo quadrático; e

⁶ Com as variáveis utilizadas originalmente pelo Parecer, fez-se uma variação da “janela” de estimação de 100 observações. Ou seja, começa-se da primeira observação até a centésima e obtém-se uma elasticidade. Em seguida, faz-se uma segunda estimação da segunda observação à centésima primeira e assim adiante. Dessa forma, foi possível construir 116 elasticidades de custo e demonstrar a sua variação ao longo do tempo.

(1d) um modelo com a adição do termo quadrático e uma defasagem da variável dependente. Abaixo, explicita-se o formato das especificações:

$$\ln CT_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_t + \epsilon_t \quad (1a)$$

$$\ln CT_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \ln Q_t + \hat{\alpha}_2 \ln CT_{t-1} + \hat{\epsilon}_t \quad (1b)$$

$$\ln CT_t = \check{\alpha}_0 + \check{\alpha}_1 \ln Q_t + \frac{1}{2} \check{\delta} (\ln Q_t)^2 + \check{\epsilon}_t \quad (1c)$$

$$\ln CT_t = \bar{\alpha}_0 + \bar{\alpha}_1 \ln Q_t + \bar{\alpha}_2 \ln CT_{t-1} + \frac{1}{2} \bar{\delta} (\ln Q_t)^2 + \bar{\epsilon}_t \quad (1d)$$

O exercício quer meramente mostrar que as estimativas são sensíveis à especificação. Nota-se que se estimam as relações de custo sob o risco de estar incorrendo em vieses de variável omitida ao não incluir variáveis importantes da relação descritas na seção anterior, onde se discutiu o modelo apresentado por Christensen e Greene (1976). A inclusão do termo quadrático pode ser uma hipótese factível, pois, obtém-se a elasticidade-custo sob a hipótese de homotecidade descrita em Christensen e Greene (1976) (ver equação (2c) abaixo), apesar da falta de covariáveis possivelmente importantes. A ideia da inclusão de uma defasagem é justamente para uma estimação de longo-prazo, onde $E(\ln CT_t) = E(\ln CT_{t-1})$.

Os cálculos das elasticidades devem ser interpretados da seguinte maneira, com a obtenção dos parâmetros estimados em (1a) - (1d):

$$\frac{\partial \ln CT_t}{\partial \ln Q_t} = \alpha_1 \quad (2a)$$

$$\frac{\partial \ln CT_t}{\partial \ln Q_t} = \frac{\hat{\alpha}_1}{1 - \hat{\alpha}_2} \quad (2b)$$

$$\frac{\partial \ln CT_t}{\partial \ln Q_t} = \check{\alpha}_1 + \check{\delta} \ln Q \quad (2c)$$

$$\frac{\partial \ln CT_t}{\partial \ln Q_t} = \frac{\bar{\alpha}_1 + \bar{\delta} \ln Q}{1 - \bar{\alpha}_2} \quad (2d)$$

Segue a figura com a representação das elasticidades de forma dinâmica, com 116 elasticidades estimadas:

Figura 1

[CONFIDENCIAL]

Nota-se, claramente, que a elasticidade é sensível às hipóteses de estimação, tanto em relação à base de dados, como pela inclusão de novos parâmetros⁷. Em anexo (Anexo I), são mostradas versões da estimação de Christensen e Greene (1976) em formato *rolling* para a mesma amostra, tanto em primeiras diferenças como com as variáveis em log, desconsiderando questões sobre ordem de integração⁸.

Naturalmente, um dos custos das estimações alternativas são um menor número de observações (para o caso de estimações em formato *rolling*) e a inclusão de mais parâmetros a serem estimados, como um logaritmo da quantidade elevado ao quadrado e que deve apresentar alta colinearidade com o logaritmo de quantidade⁹.

3.2. Estimções alternativas para os efeitos da entrada da ANSAC sobre quantidades e preço

As estimções de fato realizadas no Parecer são diferentes das apresentadas nas equações (3) e (4). Na equação (5) há uma solução como a inclusão de uma *dummy* para controlar a presença de *outliers*¹⁰. No Parecer não há uma discussão sobre o critério de seleção da *dummy*. Logo, como esta nota técnica teve acesso aos dados utilizados no Parecer, foi possível reestimar o modelo (5) variando a inclusão dos *outliers*. Primeiro, o modelo de fato estimado pelo Parecer é tal como descrito em (5a):

$$LQ_t = \gamma_0 + \gamma_1 LGDP_t + \gamma_2 LWPI_t + \gamma_4 LS_t + \gamma_5 DANSAC_t + \gamma_6 D6484_t + v_t \text{ (5a)}$$

A *dummy* $D6484_t$ é uma variável que assume o valor de 1 em 1970, 1971 e 1984. Abaixo, a Figura 2 mostra com um ponto em negrito as observações que foram classificadas como *outliers* para o volume de importações de carbonato de sódio entre 1970 e 2011. Os pontos destacados na Figura 2 são justamente para os anos de 1970, 1971 e 1984.

Figura 2

[CONFIDENCIAL]

Fonte: Pezco Microanalysis. Elaboração: DEE/Cade

⁷ Nas estimções em que se obtém um coeficiente de longo-prazo, testes de hipótese para as últimas estimativas não rejeitam a hipótese de um coeficiente igual [CONFIDENCIAL] e, em alguns dos casos, não se rejeita a hipótese de que o coeficiente seja igual a [CONFIDENCIAL], mas deve-se ressaltar que não são feitos testes de autocorrelação e heterocedasticidade desses resíduos, que podem estar inadequados. O resultado quer meramente mostrar como a elasticidade muda com o avançar da amostra.

⁸ Como os testes de ordem de integração possuem um baixo poder, isto é, a probabilidade de que o teste corretamente rejeite a hipótese nula necessita de muitas observações, e a discussão de ordem de integração pode ser uma questão sutil na presença de quebras estruturais, são apresentadas alternativas de estimação no Anexo I em que se estima o modelo em primeiras diferenças e sem primeiras diferenças. Entende-se a necessidade de revisão dos testes de ordem de integração e um estudo de cointegração sob essas hipóteses – assumindo que todas variáveis na verdade são I(1), mas a nota quer meramente ilustrar a possibilidade de diferentes cenários devem ser investigados.

⁹ Ver no Anexo III, as matrizes de correlação das análises realizadas nesta nota.

¹⁰ Ao entrar em contato com os autores do Parecer, descobriu-se que a *dummy* utilizada assume o valor de 1 entre 1964 e 1971 e, novamente, em 1984.

A inclusão da *dummy* para os anos 1970 e 1971 não é muito clara graficamente, em especial o ano de 1971: a sua manutenção provavelmente não alteraria o valor da tendência da série. Mas o ano de 1984 certamente aparenta a característica de *outlier* visualmente. Dessa forma, fizeram-se três versões adicionais do modelo (5a), com uma estimação sem *dummies* (5b); e outras duas estimações somente variando a inclusão dos *outliers* da série em duas novas *dummies*: $D84_t$ que assume o valor de 1 para o ano de 1984 e zero para os demais anos (5c); e $D7084_t$ que assume o valor de 1 para os anos de 1970 e de 1984 e zero para os outros (5d). Seguem abaixo as especificações explicitamente:

$$LQ_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 LGDP_t + \hat{\gamma}_2 LWPI_t + \hat{\gamma}_3 LS_t + \hat{\gamma}_4 DANSAC_t + \hat{v}_t \quad (5b)$$

$$LQ_t = \check{\gamma}_0 + \check{\gamma}_1 LGDP_t + \check{\gamma}_2 LWPI_t + \check{\gamma}_3 LS_t + \check{\gamma}_4 DANSAC_t + \check{\gamma}_5 D7084_t + \check{v}_t \quad (5c)$$

$$LQ_t = \bar{\gamma}_0 + \bar{\gamma}_1 LGDP_t + \bar{\gamma}_2 LWPI_t + \bar{\gamma}_3 LS_t + \bar{\gamma}_4 DANSAC_t + \bar{\gamma}_5 D84_t + \bar{v}_t \quad (5d)$$

Os resultados da Tabela 1 demonstram como o coeficiente de interesse é afetado pela seleção dos *outliers*.

Tabela 1 - Variações do Modelo Utilizado Para o Efeito ANSAC sobre a Quantidade

Variáveis Independentes	(1) Original	(2) Sem Dummy	(3) Dummy 70-84	(4) Dummy 84
LGDP	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
LWPPI	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
LS	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
DANSAC	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
"D64-84"	[CONFID.]			
D70-84			[CONFID.]	
D84				[CONFID.]
Constante	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
Observações	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]

Erros Padrões Entre Parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 Fonte: Pezco Microanalysis. Elaboração: DEE/Cade

Observa-se, assim, um resultado extremamente sensível à utilização de uma *dummy* para *outliers*. Ademais, deve-se observar que todas regressões são executadas com apenas [CONFIDENCIAL] observações. Considerando o número de parâmetros estimados (até 7), a tendência é que exista naturalmente uma imprecisão dos parâmetros estimados e de testes de significância, mas o relevante é a mudança da direção e magnitude do coeficiente de interesse (γ_5 da *dummy* $DANSAC_t$). Deve-se notar, contudo, que os coeficientes de interesse devem sofrer a transformação $(\exp(\gamma_5) - 1)$ para se entender o verdadeiro impacto da entrada da ANSAC¹¹.

A opinião desta Nota Técnica é que não é possível obter uma informação precisa sobre o efeito da entrada ANSAC (em relação à quantidade importada pelo Brasil) pela estratégia utilizada. Um fato importante é que o coeficiente de interesse, o de entrada da ANSAC, não é significativo em nenhuma das estimações ao se utilizar erro do tipo Huber-White, robustos para heterocedasticidade. O Anexo 2 mostra uma versão da Tabela 1 com a utilização desses resíduos.

Para a equação (6), houve a inclusão de um termo MA(1) e a exclusão de uma variável (LS_t) entendida como não-significante, mas cujo resultado não é apresentado no Parecer. Em virtude dessas exclusões, novamente traça-se uma estratégia alternativa de estimação variando a inclusão e exclusão desses termos. Abaixo segue a especificação original apresentada no Parecer (6a) e as novas especificações de forma mais explícita (6b-6d):

$$LP_t = v_0 + v_1 LGDP_t + v_2 LWPI_t + \delta \varepsilon_{t-1} + v_3 DANSAC_t + \varepsilon_t \quad (6a)$$

$$LP_t = \hat{v}_0 + \hat{v}_1 LGDP_t + \hat{v}_2 LWPI_t + \hat{v}_3 LS_t + \hat{\delta} \varepsilon_{t-1} + \hat{v}_4 DANSAC_t + \hat{\varepsilon}_t \quad (6b)$$

$$LP_t = \check{v}_0 + \check{v}_1 LGDP_t + \check{v}_2 LWPI_t + \check{v}_3 LS_t + \check{v}_4 DANSAC_t + \check{\varepsilon}_t \quad (6c)$$

$$LP_t = \bar{v}_0 + \bar{v}_1 LGDP_t + \bar{v}_3 LWPI_t + \bar{v}_3 DANSAC_t + \bar{\varepsilon}_t \quad (6d)$$

Seguem abaixo os resultados estimados com as formas enunciadas acima (6a-6d) na Tabela 2:

¹¹ Respectivamente, das colunas (1)-(4), os efeitos de entrada são [CONFIDENCIAL], [CONFIDENCIAL], [CONFIDENCIAL] e [CONFIDENCIAL]. Ou seja, nas estimativas obtidas, a entrada da ANSAC tem um efeito de aumento de [CONFIDENCIAL]%, [CONFIDENCIAL]%, [CONFIDENCIAL]% e [CONFIDENCIAL]% sobre a quantidade.

Tabela 2 - Variações do Modelo Utilizado Para o Efeito ANSAC no Preço

Variáveis Independentes	(1) Original [†]	(2) Com LS	(3) Sem MA(1) e Com LS	(4) Sem MA(1) e Sem LS
LGDP	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
LWPI	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
DANSAC	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
MA(1)	[CONFID.]	[CONFID.]		
	[CONFID.]	[CONFID.]		
LS		[CONFID.]	[CONFID.]	
		[CONFID.]	[CONFID.]	
Constante	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
Observações	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]

Erros Padrões Robustos Entre Parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. [†]Resultado obtido em nova versão do Eviews (ver Anexo II).

A coluna (1) da Tabela 2 apresenta um resultado um pouco diferente do resultado original¹². Nas estimações em que não foi incluído um termo MA(1) fez-se uma regressão com resíduos robustos para autocorrelação e heterocedasticidade¹³ para as estimações das colunas (3) e (4) da Tabela 2. O que se nota novamente é um resultado extremamente sensível à inclusão das variáveis. A inclusão do termo MA(1) e a exclusão da variável LS_t afeta a magnitude do coeficiente de interesse de forma clara. De todas as estimações realizadas acima, ressalta-se aquela da coluna 3, em que os resíduos são robustos para autocorrelação e heterocedasticidade e todas variáveis alcançaram significância. Nesse caso há uma clara queda na magnitude do coeficiente de interesse, o de entrada da ANSAC. Novamente, é necessário executar a transformação $(\exp(v_5) - 1)$ para obter o verdadeiro efeito de entrada da ANSAC¹⁴.

As estimações da Tabela 2 também sofrem do mesmo problema de imprecisão dos resultados da Tabela 1. De toda forma, é importante notar que o coeficiente de entrada da ANSAC continua negativo em todas estimações, diminuindo apenas de magnitude (em módulo). Esses fatos, porém, não deixam de ser relevantes para uma avaliação mais parcimoniosa do caso, onde o efeito da entrada da ANSAC pode ser consideravelmente menor do que foi apresentado.

¹² Em anexo (Anexo II) reproduz-se o *output* obtido no Parecer com o Eviews 8.

¹³ Fez-se da utilização de cálculo de erros robustos para heterocedasticidade e autocorrelação, com o critério de seleção de defasagens (lags) baseado em Newey e West (1994).

¹⁴ Os efeitos são, respectivamente pelas colunas (1)-(4), [CONFIDENCIAL], [CONFIDENCIAL], [CONFIDENCIAL] e [CONFIDENCIAL], Assim, o efeito percentual de [CONFIDENCIAL]%, [CONFIDENCIAL]%, [CONFIDENCIAL]% e [CONFIDENCIAL]%,

4. Conclusão

Esta Nota Técnica analisou o parecer econômico da Pezco Microanalysis com foco nos exercícios econométricos realizados nas seções 4 e 5 daquele parecer. Fez-se uma discussão dos modelos apresentados e a sua especificação final, ressaltando os possíveis problemas das estimações que o Parecer apresentou. Com esses argumentos, foram realizadas estimações alternativas no intuito de verificar a robustez dos resultados.

De forma sintética, conclui-se que todos os resultados são sensíveis à escolha da especificação econométrica: como a inclusão de variáveis, estimações em diferentes partes da amostra e a seleção de diferentes *outliers*. No caso das estimativas de economias de escala, o coeficiente de elasticidade de custo estimado pode ser maior utilizando uma amostra mais recente em algumas especificações. Utilizando uma análise de longo-prazo, factível em virtude da defasagem dos dados, o coeficiente de elasticidade também aumenta. Contudo, o coeficiente se mantém abaixo de 1.

Os resultados são consideravelmente mais sensíveis na seção do efeito da entrada da ANSAC sobre a quantidade e sobre o preço. No caso da quantidade, o coeficiente perde significância e muda até de direção (apesar de não ser estatisticamente significante), dependendo da estimação. Nas estimativas sobre o preço, o efeito é sempre negativo nas estimações alternativas e se mantém estatisticamente significante, mas a sua magnitude se altera consideravelmente com a inserção de variáveis importantes do modelo. Assim, o efeito real sobre o preço, em magnitude, não é claro.

Referências Bibliográficas

CHIANG, ALPHA C. *Fundamental Methods of Mathematical Economics*. 3ª ed. Nova Iorque, EUA: McGraw-Hill, 1984. 679 p.

CHRISTENSEN, L.; GREENE, W. Economies of Scale in U.S Electric Power Generation. *Journal of Political Economy*, n. 84, p. 655-676, 1976.

DICK, A. Are Export Cartels Efficiency-Enhancing or Monopoly-Promoting? *Research in Law and Economics*, n. 15, 1992a.

DICK, A. The Competitive Consequences of Japan Export Associations. *Journal of the Japanese and International Economies*, n. 6, p. 275-298, 1992b.

DIWERT, W. E. Applications of Duality Theory. In: INTRILIGATOR, M.D.; KENDRICK, D. A. (Eds.). *Frontiers of Quantitative Economics*. Amsterdã: North-Holland, 1974. 471 p.

ESTADOS UNIDOS. *Webb-Pomerene Act*, de 10 de abril de 1918.

ESTADOS UNIDOS. *Sherman Act*, de julho de 1890.

Anexo I

Abaixo seguem os resultados alternativos para o modelo de Christensen e Greene (1976) variando as hipóteses de homoteticidade ($b_{yi} = 0$ na equação 2) e homogeneidade ($b_{yi} = 0$ e $b_{yy} = 0$ na equação 2) da função de produção. Nesses modelos, foi adicionada a variável $\ln PPI_t$ e o índice de preços setorial de carbonato de sódio nos EUA. Na Figura A.1 executa-se a equação tal como indicado na equação 2, excluindo as variáveis conforme as hipóteses de homoteticidade (“Restrição Homoteticidade”), homogeneidade (“Modelo Restrito”) e a de nenhuma restrição. Como os testes de ordem de integração possuem um baixo poder, este anexo apresenta resultados alternativos: estima-se o modelo (i) em primeiras diferenças (Figura A.1) e (ii) sem primeiras diferenças (Figura A.2).

Figura A.1 - Estimação da elasticidade do custo total (em primeira diferença)

[CONFIDENCIAL]

Fonte: Pezco Microanalysis. Elaboração: DEE/Cade. Observação: O eixo vertical descreve a elasticidade e as elasticidades estão associadas à última observação de cada estimação.

Pela Figura A.1, a elasticidade de custo cai, mas em virtude da diferença se manifestar em uma pequena magnitude, a elasticidade de custo para efeitos práticos fica praticamente inalterada.

Há possíveis problemas com a estimação da Figura A.1, sob a hipótese de que algumas variáveis são $I(0)$ como testado pelo Parecer, como a introdução de uma autocorrelação artificial e uma mudança na distribuição das variáveis. Contudo, o exercício quer somente apresentar o comportamento dos coeficientes e não pretender tirar nenhuma conclusão dura.

Na Figura A.2 opta-se por ignorar claramente a questão da ordem de integração testada pelo Parecer e não se faz a primeira diferença. Sob a hipótese de que todas variáveis são $I(1)$, a suposição é que as variáveis compartilham a mesma tendência estocástica, ou seja, cointegram. Assim, repetem-se os mesmos cenários descritos acima.

Figura A.2 - Estimação da elasticidade do custo total

[CONFIDENCIAL]

Fonte: Pezco Microanalysis. Elaboração: DEE/Cade. Observação: O eixo vertical descreve a elasticidade e as elasticidades estão associadas à última observação de cada estimação.

Novamente, esta Nota Técnica não pretende tirar nenhuma conclusão dura com os resultados do Anexo I. Os coeficientes da Figura A.2 estão incorretos com o entendimento de ordem de integração descrito no Parecer. Contudo, sob a hipótese de uma revisão da ordem de integração das variáveis, essa seção demonstra que os resultados podem variar consideravelmente.

Anexo II

Abaixo seguem os resultados alternativos da Tabela 1. Utilizam-se apenas erros robustos para heterocedasticidade (Huber-White) e nenhuma especificação utilizada produz um efeito de entrada da ANSAC distinto de zero.

Tabela A.1 Alternativa - Variações do Modelo Utilizado Para o Efeito ANSAC na Quantidade – Erros Huber-White

Variáveis Independentes	(1) Original	(2) Sem Dummy	(3) Dummy 70-84	(4) Dummy 84
LGDP	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
LWPPI	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
LS	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
DANSAC	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
"D64-84"	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
D70-84	[CONFID.]		[CONFID.]	
D84				[CONFID.]
Constant	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]
Observações	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]	[CONFID.]

Erros Padrões Robustos Entre Parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 Fonte: Pezco Microanalysis. Elaboração: DEE/Cade.

A seguir estão os resultados do Eviews, no formato do *Output* do programa. O primeiro resultado, baseado na especificação do Parecer, difere levemente do resultado apresentado no Parecer. Em virtude disso, apresentam-se aqui os resultados obtidos com o software nas colunas (1) e (2) da Tabela 2.

Tabela A.2 - Output da especificação na coluna (1) da Tabela 2
[CONFIDENCIAL]

Elaboração: DEE/Cade.

Tabela A.3 - Output da especificação na coluna (2) da Tabela 2
[CONFIDENCIAL]

Elaboração: DEE/Cade.

Anexo III

Matriz de Correlação 1 - Estimação da Elasticidade de Custo

	$\ln CT_t$	LQ_t	$(\ln Q_t)^2$	$\ln CT_{t-1}$
$\ln CT_t$	1			
LQ_t	0.9632	1		
$(\ln Q_t)^2$	0.9644	0.9996	1	
$\ln CT_{t-1}$	0.9827	0.9505	0.9518	1

Elaboração: DEE/Cade.

Matriz de Correlação 2 - Efeito de Entrada sobre Quantidade

	LQ_t	$LGDP_t$	$LWPI_t$	LS_t
LQ_t	1			
$LGDP_t$	0.8379	1		
$LWPI_t$	0.7301	0.8974	1	
LS_t	0.5296	0.7818	0.8382	1

Elaboração: DEE/Cade.

Matriz de Correlação 3 - Efeito de Entrada sobre o Preço

	LP_t	$LGDP_t$	$LWPI_t$	LS_t
LP_t	1			
$LGDP_t$	-0.7732	1		
$LWPI_t$	-0.5769	0.8974	1	
LS_t	-0.6718	0.7818	0.8382	1

Elaboração: DEE/Cade.