

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ANÁLISE DA FORMAÇÃO DE CONLUIO NO MERCADO BRASILEIRO DE  
AÇOS PLANOS

Felipe Rocha Ruivo  
No. de matrícula: 0116682-6

Orientador: Emílio Matsumura

Junho de 2005

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ANÁLISE DA FORMAÇÃO DE CONLUIO NO MERCADO BRASILEIRO DE  
AÇOS PLANOS

Felipe Rocha Ruivo  
No. de matrícula: 0116682-6

Orientador: Emílio Matsumura

Junho de 2005

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradeço inicialmente a Deus pela oportunidade que me concedeu de desenvolver este trabalho em saúde e em perfeito estado de harmonia e paz de espírito. Agradeço também pelas colaborações de Vitor Pereira, Eduardo Ziberman que me ajudaram a melhor compreender o desafio a ser vencido. Agradeço, ainda, em caráter especial, ao meu professor orientador Emílio Matsumura, que soube guiar meus passos com sabedoria e precisão, se mostrando sempre atencioso e prestativo. Finalmente, agradeço à minha família pelo suporte que possibilitou a dedicação necessária aos estudos na área de Economia.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	6
2. MODELO DE ESCOLHAS ESTRATÉGICAS DE CAPACIDADE, DE OSBORNE E PITCHIK .....	8
3. APLICAÇÃO DO MODELO DE OSBORNE E PITCHIK PARA O MERCADO BRASILEIRO DE AÇOS PLANOS .....	10
4. MODELO DE PANZAR E ROSSE.....	16
5. APLICAÇÃO PRÁTICA DO MÉTODO DE PANZAR E ROSSE.....	19
6. CONCLUSÕES .....	26
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	27

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Participação percentual das empresas no mercado brasileiro de aços planos comuns.

Tabela 2 - Excesso de capacidade na produção de aço bruto (1000 t), no Brasil.

Tabela 3 - Excesso de capacidade estimado (ECE) no setor de aços planos comuns (1000 t).

Tabela 4 - Grau de retaliação média por firmas e grupos no setor de aços planos comuns (1000 t).

Tabela 5 - Parcela percentual de lucros por empresa.

Tabela 6 - Lucro por capacidade estimada (US\$ 1,000.00 / 105 t) por empresa e grupos, e capacidade estimada total da indústria por demanda (103t).

Tabela 7 - Quantidade total de insumos usados pela COSIPA na produção anual de aço bruto (x103).

Tabela 8 - Quantidade total de insumos usados pela CSN na produção anual de aço bruto (x103).

Tabela 9 - Quantidade total de insumos usados pela USIMINAS na produção anual de aço bruto (x103).

Tabela 10 - Efetivo dos funcionários, gasto com salários e salário médio da COSIPA.

Tabela 11 - Efetivo dos funcionários, gasto com salários e salário médio da CSN.

Tabela 12 - Efetivo dos funcionários, gasto com salários e salário médio da USIMINAS.

Tabela 13 - Evolução dos preços dos insumos usados para a produção de aço bruto.

Tabela 14 - Evolução dos preços dos insumos usados para a produção total anual de aço bruto, por empresa (1,000.00 US\$).

Tabela 15 - Receitas das empresas ( x 1,000.00 US\$).

Tabela 16 - Resultado da regressão.

## 1. INTRODUÇÃO

Após uma investigação que teve início em 1997, a Secretaria de Direito Econômico indicou que havia razões para se acreditar que a CSN, a COSIPA e a USIMINAS agiram em conluio na violação à Lei Brasileira Antitruste, ao majorarem preços de produtos de aços laminados a quente e a frio em abril de 1997. O caso foi submetido ao CADE para uma decisão final. Em 1999, o CADE ordenou que as três empresas pagassem uma multa equivalente a 1% de suas receitas brutas no ano de 1996.

Posteriormente a estes fatos, Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002) escreveram um artigo chamado “Afinal, houve colusão no setor siderúrgico brasileiro? Uma abordagem game-theoretic”. Neste artigo os autores chamam atenção para uma deficiência da legislação brasileira, mais especificamente, com relação à Lei de Defesa da Concorrência, que não apresenta nenhum modo de operação para apurar evidências de poder de mercado. Esta apenas qualifica ações como anticompetitivas e ilegais, deixando para a teoria econômica formular provas baseadas em tais informações.

Existe grande importância em inferir conluio tácito utilizando técnicas econômicas, pois a constatação de poder de mercado não implica obrigatoriamente que ele esteja sendo exercido, mas sim que condições primárias favoráveis para ocorrência de cartel estão em vigor. Processos de tomada de decisão em casos antitruste devem ser dirigidos no sentido de obter provas contundentes de colusão, e não somente a observação de comportamentos anticompetitivos.

O objetivo principal é verificar se as técnicas econômicas empregadas para identificação de conluio tácito confirmariam a formação de cartel no mercado de aços planos. Em outras palavras, será realizado um teste com métodos econométricos distintos do apresentado por Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002), para um caso em que já se conhece o resultado, a fim de comprovar a eficiência deste método.

Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos, no artigo publicado na “Brazilian Review of Economics” de maio de 2002, utilizam a metodologia proposta por Osborne e Pitchik em 1987, desenvolvendo um teste quantitativo fundamentado na teoria dos jogos e baseado no excesso de capacidade e no lucro por unidade do menor grupo. Dessa forma, é determinada a existência de colusão entre os agentes. O resultado obtido

é a confirmação de práticas ilícitas com o objetivo de sustentar um equilíbrio colusivo no mercado de aços planos.

Entretanto, a metodologia apresentada em “Afiml, houve colusão no setor siderúrgico brasileiro? Uma abordagem game-theoretic” possui algumas falhas. Essa monografia tem como metas fazer uma breve apresentação e análise do trabalho de Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002), expor sua fragilidade e apresentar uma metodologia alternativa fundamentada no “paper” “Testing for ‘monopoly’ equilibrium” de John C. Panzar e James N. Rose, onde testes de hipóteses foram derivadas para modelos simples de oligopólio, competição monopolística e concorrência perfeita.



## **2. MODELO DE ESCOLHAS ESTRATÉGICAS DE CAPACIDADE, DE OSBORNE E PITCHIK**

Conforme apresentado por Silvinha Vasconcelos e Francisco Ramos (2002), a Nova Política Econômica (NEI), pode ser utilizada para mostrar que tanto preços, como vendas e lucros observados das empresas constituem um equilíbrio colusivo, a fim de provar conduta imprópria, mesmo que a colusão não seja explícita ou não haja evidências diretas. Nesta linha de pensamento, se encaixa perfeitamente um teste oriundo das conclusões de um modelo de escolhas estratégicas de capacidade de Osborne e Pitchik (1987).

Considerando a existência de um duopólio onde não existe restrição sobre a capacidade de produção das firmas e que os bens sejam substitutos perfeitos, é fácil perceber que o preço irá convergir para o custo marginal, ou em outras palavras, um equilíbrio de Bertrand. Contudo, pode-se esperar uma solução inteligente entre as firmas, que evita uma guerra de preços e, conseqüentemente, tal convergência. Caso os produtos negociados pelas firmas ou suas capacidades produtivas não atendam ao pressuposto inicial, a política de não agressão pode se modificar radicalmente.

Para Osborne e Pitchik (1987), os objetivos estratégicos podem ser determinados através da escolha de capacidade de produção, considerando um duopólio de bens idênticos onde ambas as firmas possuem a mesma tecnologia porém, capacidades produtivas distintas, além de um mercado de insumos em concorrência perfeita. É interessante observar que se a demanda máxima puder ser suprida pela firma de capacidade inferior, o mesmo resultado anterior será obtido. Já com relação aos consumidores, é possível assumir que estes adquirem toda a capacidade de produção da firma quando incapaz de atender toda a demanda.

Neste caso, a firma que estipular o menor preço conseguirá vender toda a sua produção, esgotando sua capacidade. A firma que fixou o preço mais elevado se encarregará de atender toda a demanda residual ou, então, apenas parte, caso algum limite seja imposto pela sua própria capacidade produtiva. Quando os preços são os mesmos, pode-se afirmar que a demanda será alocada proporcionalmente à capacidade de cada firma.

Comparando-se níveis de capacidade de produção, classificados como muito pequeno, pequeno, médio ou grande, com o nível de demanda do mercado, pode-se saber se há estímulo a um resultado colusivo. Já, com base nos lucros das firmas obtidos

em função de diferentes estratégias, consegue-se perceber se estas desejarão fixar preços colusivos ou não. Vale a pena mencionar que sempre há o incentivo ao rompimento do acordo. Portanto, devem existir ameaças críveis de punição, de modo a preservá-lo. Desta maneira, supondo que o mercado possui demanda de nível muito pequeno, quando as firmas escolherem capacidades que, somadas, resultem numa oferta pequena ou média, haverá o excesso de capacidade o que, conseqüentemente, oferece a oportunidade às empresas de aumentarem suas produções e impor punições ao concorrente. Existe uma diferença da indústria média para a pequena. No primeiro caso, uma empresa pode atender sozinha a todo o mercado, o que não acontece no segundo. Quando as duas empresas conseguem atender sozinhas toda a demanda do mercado, tem-se o caso de indústria grande, que constitui um modelo irrealístico sem restrição para capacidade produtiva, como no caso onde não existe restrição sobre capacidade de produção das firmas, descrito anteriormente.

Com base na Teoria dos jogos, Osborne e Pitchik (1987) analisaram todo o modelo descrito anteriormente, concluindo que:

- *No caso de colusão, esta é sustentada pelo excesso de capacidade e proporciona lucros maiores;*
- *Quando ocorre acordo colusivo, este é sustentado pelo excesso de capacidade, e a menor firma tem maior lucro por unidade de capacidade; e*
- *Quanto maior a capacidade total relativa a demanda, maior será o lucro por unidade de capacidade da pequena firma em relação à grande.*

De acordo com Philips (1995, p.164), a existência ou não do excesso de capacidade deve ser analisada para, em seguida, verificar o lucro por unidade de capacidade das firmas, de modo a possibilitar a conclusão quanto a resultados de Cournot ou Bertrand. Duas alternativas são ainda apresentadas. Na primeira, o resultado perfeitamente competitivo leva as firmas a preços iguais e, logo, também aos mesmos lucros unitários. Já na segunda, onde firmas com capacidades limitadas estão com preços em competição, os lucros unitários são os mesmos, ao menos que uma das firmas tenha capacidade suficiente para produzir toda a demanda, a um preço que tire sua concorrente do mercado. Em suma, para capacidades de mercado que não sejam nem muito pequenas, nem muito grandes, teremos um lucro unitário igual, para as duas firmas, no mercado competitivo.

### 3. APLICAÇÃO DO MODELO DE OSBORNE E PITCHIK PARA O MERCADO BRASILEIRO DE AÇOS PLANOS

Em seguida, Silvinha Vasconcelos e Francisco Ramos (2002) aplicaram toda esta teoria, desenvolvida por Osborne e Pitchik (1987), ao caso do mercado de aços planos brasileiros. Este mercado, que esteve sob o controle estatal até o final da década de 80, era dominado por três grandes produtores: CSN, USIMINAS e COSIPA e apresentou um crescimento no período entre 1993 e 1997. Porém, a participação de cada firma neste mercado ficou praticamente estável. O mercado, dividido em aproximadamente 40% para CSN, 34% para USIMINAS e 26% para COSIPA, indica fortemente um acordo para cotas de produção fixas. Isto pode ser facilmente observado na tabela a seguir.

Tabela 1

Participação percentual das empresas no mercado brasileiro de aços planos comuns.

EMPRESA	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
COSIPA	25,8	26,7	25,9	26,3	23,7	24,3	24,2
CSN	40,9	38,9	38,9	39,0	41,6	41,6	43,7
USIMINAS	33,3	34,4	35,2	34,7	34,7	34,1	32,1
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Anuário Estatístico (1999 e 2000, p.1/8) e Análise Setorial (1998, p.18) – Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002)

O setor de aços planos possui características únicas que favorecem a concentração no mercado. Entre elas, podemos facilmente citar limitações na substituição do aço, existências de barreiras à entrada, economias de escala de grandes dimensões, baixa concorrência frente a importados e um setor bem heterogêneo com pouco poder de barganha, em relação aos ofertantes (Santacruz, 1999, p.18-21).

Outros dados que devem ser analisados para se efetuar o teste de Osborne e Pitchik (1987) são a capacidade total e seu crescimento, além do excesso de capacidade quando reduzido o montante produzido. Devido a falta de disponibilidade de alguns dados para o mercado de aços planos, Silvinha e Francisco utilizaram como base a taxa de crescimento da capacidade em termos de aço bruto. Na Tabela 2, observa-se que o excesso de capacidade de aços brutos cresceu a partir de 1993.

Tabela 2

Excesso de capacidade na produção de aço bruto (1000 t), no Brasil.

ANOS	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Produção	25207	25747	25076	25237	26153	25760	24996
Capacidade Total	28000	28200	28300	29550	30450	30757	30728
Taxa de Crescimento da Capacidade (%)	-	0,71	0,35	4,42	3,05	1,01	-0,09
Excesso de Capacidade	2793	2453	3224	4313	4297	4997	5732

Fonte: Anuário Estatístico (2000, p.8) e Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002)

Sabe-se, hoje, que existem muitas razões para o excesso de capacidade, em especial na Siderurgia, onde tal fato se tornou comum. Muitos a justificam através de uma queda na demanda. Outros, com o objetivo estratégico de criar barreiras à entrada de novas firmas (Howell et al., 1999, p.36). Esta parece ser a explicação mais apropriada para o caso brasileiro, onde a capacidade ociosa seria um instrumento para dificultar a entrada de novos participantes no mercado, uma vez que fornece condições para a execução de uma guerra de preços (Paula, 1997, p.50). Outra razão que pode justificar a manutenção do excesso de capacidade seria tornar críveis as ameaças de retaliação para acordos de cartéis.

Com a finalidade de verificar a veracidade desta hipótese, Silvinha e Francisco (2002) testaram as proposições do modelo de escolhas de capacidade de Osborne e Pitchik (1987) para inferir a sobre a existência de cartel no mercado brasileiro de aços planos. Em especial, para as três maiores empresas, CSN, COSIPA e USIMINAS, durante o período de 1993 a 1997. Para executar tal teste, foram usados:

- *Capacidade estimada de produção de aços planos comuns por empresas (devido a falta de dados, foram usados como base a taxa de crescimento da capacidade de produção de aço bruto da tabela 2);*
- *Consumo aparente (vendas internas mais importação de aços planos comuns, como indicador de demanda interna); e*
- *Lucros brutos das empresas.*

Analisando-se os dados constantes da Tabela 3, pode-se concluir que nenhuma das firmas possuía condições de atender, integralmente, toda a demanda do mercado. Desta forma, é fácil afirmar que estas não poderiam ser classificadas como de capacidade grande ou, nem mesmo, de capacidade média. Como podem, conjuntamente, produzir a quantidade de monopólio, também não poderiam ser classificadas como de capacidade muito pequena. Por eliminação, chega-se a condição de capacidade pequena. Aplicam-se, as afirmações anteriores, ao caso do mercado em grupos.

Nota-se, na Tabela 3, que existe um excesso de capacidade no setor, estimado em aproximadamente 25%. Os dados de excesso de capacidade e produção permitem diferenciar o excesso de capacidade individual de uma empresa e dos seus rivais. A extensão da retaliação que uma indústria pode impor a um concorrente  $i$ , pode ser medida, de acordo com Rosenbaum (1989, p.233), por:

$$EC_R = \frac{\sum_{j \neq i} EC_{jt}}{\sum_{j=1}^n PROD_{jt}} \quad (1)$$

Onde:

A razão entre o somatório do excesso de capacidade das firmas  $j \neq i$  e o somatório da produção da indústria o excesso de capacidade relativo que a indústria pode impor contra a firma  $i$ , representado por  $EC$ . A pior retaliação que a indústria pode impor sobre a firma  $i$  depende do grau da extensão do excesso de capacidade relativa disponível para todas as firmas diferentes de  $i$ .

Tabela 3  
Excesso de capacidade estimado (ECE) no setor de aços planos comuns (1000 t).

ANOS	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	MÉDIA
Consumo aparente	5859	6858	6900	7343	8614	7795	7518	7270
Produção								
COSIPA	2463	2723	2654	2796	2582	2424	2320	2566
CSN	3894	3981	3984	4159	4530	4146	4197	4127
USIMINAS	3178	3513	3596	3696	3771	3396	3084	3462
Indústria	9535	10217	10234	10651	10883	9966	9601	10155
Capacidade								
COSIPA	2688	2707	2717	2837	2923	2953	2950	2825
CSN	4192	4222	4237	4424	4558	4604	4600	4405
USIMINAS	5955	5997	6019	6284	6476	6541	6535	6258
Indústria	12835	12926	12972	13545	13958	14098	14085	13488
ECE								
COSIPA	225	-16	63	41	341	529	630	259
CSN	298	241	253	265	28	458	403	278
USIMINAS	2777	2484	2423	2588	2705	3145	3451	2796
Indústria	3300	2709	2738	2894	3075	4132	4484	3333

Fonte: Anuário Estatístico (1995, 1999 e 2000, p.2/4); Home pages COSIPA, CSN e USIMINAS; e Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002)

De acordo com a Tabela 4, ambas CSN e COSIPA apresentam a mesma vulnerabilidade para retaliações que a indústria poderia impor, caso haja quebra de acordo do cartel. Porém, na análise na esfera de grupos, COSIPA/USIMINAS possui maior poder de retaliação sobre a CSN, conforme esperado.

Tabela 4

Grau de retaliação média por firmas e grupos no setor de aços planos comuns (1000 t).

EMPRESAS	ECE Absoluta	Produção	ECE Relativa
COSIPA	259	2566	0,3027
CSN	278	4127	0,3008
USIMINAS	2796	3462	0,0529
COSIPA / USIMINAS	3055	6028	0,0274
Indústria	3333	10155	-

Fonte: Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002)

Ao observar dados referentes aos lucros, nota-se que a CSN foi a empresa com maior parcela. Seu lucro médio entre 1993 e 1999 atingiu o patamar de 53% do lucro conjunto do setor. Quando avaliado em termos de grupos, a CSN também obteve melhor desempenho.

Tabela 5

Parcela percentual de lucros por empresa.

EMPRESA	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
COSIPA	14,52	16,76	10,46	12,89	10,67	9,65	13,96
CSN	63,55	48,45	40,50	48,85	55,64	57,03	54,47
USIMINAS	21,93	34,79	49,04	38,26	33,69	33,32	31,56

Fonte: Gazeta Mercantil (1998, p.65,66 e 77) e Balanço Anual (1999, p.248; 2000, p. 196). Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002).

A COSIPA, menor firma do mercado, não apresentou um maior lucro por unidade de capacidade conforme a teoria de Osborne e Pitchik, mas entretanto temos um resultado positivo na avaliação em grupos. O grupo COSIPA/USIMINAS, que possui maior capacidade apresentou menor lucro por unidade de capacidade do que a CSN. Entre 1993 e 1999, a CSN obteve média de 1,58 contra 0,68 do COSIPA/USIMINAS, demonstrando que os lucros não foram proporcionais às capacidades estimadas no caso de grupos.

Tabela 6  
 Lucro por capacidade estimada (US\$ 1,000.00 / 10<sup>5</sup> t) por empresa e grupos, e capacidade estimada total da indústria por demanda (10<sup>3</sup>t).

ANOS	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Lucro / Capacidade							
COSIPA / USIMINAS	1,466	1,066	0,473	0,747	0,702	0,642	0,980
CSN / COSIPA – USIMINAS	3,597	1,937	1,405	1,969	2,586	2,736	2,452
Capacidade Total / CA	2,197	1,885	1,880	1,845	1,621	1,809	1,874

Fonte: Silvinha P. Vasconcelos e Francisco S. Ramos (2002)

Os resultados apresentaram um excesso de capacidade na indústria de cerca de 25% em média, e que o menor grupo, no caso a CSN obteve maior lucro por unidade de capacidade. Isto comprova duas evidências da formação de um cartel no mercado de aços planos a fim de atingir equilíbrio colusivo.

Resta observar a terceira conclusão do teste de Osborne e Pitchik, a qual afirma que quanto maior a capacidade total relativa a demanda, maior será o lucro por unidade de capacidade da pequena firma em relação à grande. Com a tabela 6, facilmente conclui-se que a capacidade da menor firma, COSIPA, ou do menor grupo, CSN, não verificou tal conclusão. Entretanto, devido a capacidade total por demanda apresentar valores praticamente constantes ao longo de todo o período, condições pré-estabelecidas por Osborne e Pitchik não foram atendidas, o que compromete e invalida este resultado observado.



#### 4. MODELO DE PANZAR E ROSSE

Rosse e Panzar (1977) e Panzar e Rosse (1987) introduziram uma série de testes baseados em propriedades de equações de receita na forma reduzida que, quando aplicadas ao nível da firma permite testar a hipótese de maximização de lucro em escala de monopólio ou oligopólio. Os dados necessários são relativamente simples, uma vez que consistem em receitas e custos. O modelo apresentado a seguir foi desenvolvido em Panzar e Rosse (1987).

Seja  $q$  um vetor de variáveis de decisão que influem na receita da firma. Usualmente, assume-se  $q$  como um vetor que representa a quantidade dos produtos ofertados. Seja  $z$  um vetor que consiste de variáveis exógenas e deslocam a função de receita da firma. Consitui-se, então,  $R=R(q,z)$  que representa a função de receita.

A função de custo da firma, que também depende de  $q$ , pode ser representada por  $C=C(q,w,t)$ , onde  $w$  expressa um vetor de custo dos diversos insumos usados pela firma, sobre os quais a firma não tem influência, e  $t$  representa um vetor de variáveis exógenas que deslocam a função de custo da firma.

A função de lucro da firma é dada por:

$$\pi = R - C = \pi(q, z, w, t) \quad (2)$$

Assumindo  $q^0$  como o argumento que maximiza essa função de lucro e  $q^1$  como o argumento que maximiza  $\pi(q, z, (1+h)w, t)$  onde  $h$  é um escalar maior ou igual a zero. Define-se  $R^0$  como  $R(q^0, z) \equiv R^*(z, w, t)$  e  $R^1 = R(q^1, z) \equiv R^*(z, (1+h)w, t)$ , onde  $R^*$  é a função de receita reduzida da firma. Segue por definição que:

$$R^1 - C(q^1, (1+h)w, t) \geq R^0 - C(q^0, (1+h)w, t) \quad (3)$$

Uma vez que a função de custo é linearmente homogênea em  $w$ , pode-se escrevê-la como:

$$R^1 - (1+h)C(q^1, w, t) \geq R^0 - C(1+h)(q^0, w, t) \quad (4)$$

então;

$$(R^1 - R^0) / h = [R^*(z, (1+h)w, t) - R^*(z, w, t)] / h \leq 0 \quad (5)$$

Este é o resultado não-paramétrico que indica que como conseqüência de aumentos proporcionais nos custos seguirá uma diminuição na receita da firma. Assumindo que a função de receita reduzida é diferenciável, resolve-se o limite de (5) para  $h \rightarrow 0$  e dividindo por  $R^*$  tem-se:

$$\psi^* \equiv \sum w_i (\partial R^* / \partial w_i) / R^* \leq 0 \quad (6)$$

onde  $w_i$  são os componentes do vetor  $w$  que traduzem o custo para o *i-ésimo* fator.

Isto traduz a restrição imposta num monopólio maximizador de lucros. A soma das elasticidades-preços dos custos dos fatores não pode ser positiva. Intuitivamente, a pergunta que o teste estático  $\psi^*$  tenta responder é qual será a variação na receita de equilíbrio decorrente de um aumento de um por cento nos custos de todos os fatores. Um aumento nos custos dos fatores desloca para cima todas as curvas, incluindo a curva de custo marginal. Consequentemente, o preço cobrado pelo monopolista também sobe, e a quantidade vendida diminui. Como o monopolista opera na parte elástica da curva de demanda, a receita total diminui. Logo,  $\psi^*$  assume valor não positivo. Tal fato causa desvantagem para o teste. Mesmo para monopólios relativos a uma curva de demanda perfeitamente elástica, o valor de  $\psi^*$  é menor que zero. Todas as firmas que operam isoladamente, isto é, todas que possuem receitas independentes das tomadas de decisão de outros agentes, apresentarão uma estatística de teste não positiva. Logo, a rejeição da hipótese que  $\psi^*$  seja menor que zero indica que a firma é afetada pela ação de outros agentes.

Rosse e Panzar citam, ainda, três modelos de equilíbrio consistentes com valores positivos para  $\psi$ . Em todos os três modelos, a função de receita da firma depende das ações dos rivais reais ou potenciais. Em outras palavras, a firma deixa de agir isoladamente. Os resultados para os modelos dependem da suposição de que as firmas estejam em equilíbrio de longo prazo. Na corrente análise, restringir-se-á à análise de  $\psi$  negativo.

Segundo Panzar e Rosse (1987, p.447), a aplicação prática do método apresentado pode ser obtida da análise de um modelo simples de monopólio de produto único. A função de custo pode ser escrita como:

$$[\ln C(q, w, t)] = \alpha + \beta[\ln q] + \gamma[\ln t] + \sum a_i[\ln w_i]; \quad \beta > 1; \quad \alpha, a_i > 0 \quad e \quad \sum a_i = 1 \quad (7)$$

A versão não estocástica da equação de receita na forma reduzida, para a firma, é dada por:

$$[\ln R^*(z, w, t)] = \{ \beta[\ln z] - \alpha_0 - \gamma[\ln t] - \sum a_i[\ln w_i] \} / (\beta - 1) \quad (8)$$

$$\text{onde: } \alpha_0 = \alpha + [\ln \beta] \quad (9)$$

$$\text{logo: } \psi^* = \sum a_i / (\beta - 1) = 1 / (\beta - 1) < 0 \quad (10)$$

## 5. APLICAÇÃO PRÁTICA DO MÉTODO DE PANZAR E ROSSE

Para aplicar o teste de Panzar e Rosse, precisa-se derivar a equação de receita na forma reduzida. Tal equação, para aplicação no mercado brasileiro de aços planos, apresenta a seguinte forma que foi derivada a partir da equação (8).

$$\begin{aligned} \ln(R_{ij}) = & \alpha + a_1 \ln(w_{1,ij}) + a_2 \ln(w_{2,ij}) + a_3 \ln(w_{3,ij}) + a_4 \ln(w_{4,ij}) + \\ & + a_5 \ln(w_{5,ij}) + a_6 \ln(w_{6,ij}) + a_7 \ln(w_{7,ij}) + \gamma_1(t_{1,ij}) + \\ & + \gamma_2(t_{1,ij})(t_{2,ij}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (11)$$

onde:

R é a receita oriunda dos produtos vendidos;

i, variando de 1 a 3, representa as empresas produtoras de aços planos;

j, variando de 1 a 7, representa os anos em questão;

w<sub>1</sub> a w<sub>7</sub> representam custos dos insumos: minério de ferro, carvão, fundente, sucata, energia elétrica, mão-de-obra e a quantidade vendida;

t<sub>1</sub>, t<sub>2</sub> representam variáveis exógenas, onde t<sub>1</sub> é a capacidade instalada e t<sub>2</sub> a experiência adquirida com os anos de produção em aços planos; e

ε representa o erro.

A variável w<sub>2</sub> carvão está representando conjuntamente os fatores de produção coque e energia térmica. Optou-se por esta representação tendo em vista que o coque é uma substância composta basicamente por carvão, tornando praticamente desprezível o percentual de outras substâncias. O mesmo ocorre para energia térmica em geral utilizada nas empresas. Esta é consumida em sua grande maioria através da queima de carvão, deixando outros combustíveis com participações muito pequenas. Para a escolha das variáveis endógenas foram utilizados os fatores de produção com peso significativo para produção de aços planos. Já para as variáveis exógenas, foram selecionadas a capacidade instalada e a experiência adquirida com o tempo de produção. Esta última, baseada no conceito de “learning by doing”, uma vez que quanto maior essa experiência, maior será o desempenho da firma.

Os dados utilizados como observações para regressão estão apresentados nas tabelas 7 a 15.

Tabela 7

Quantidade total de insumos usados pela COSIPA na produção anual de aço bruto ( $\times 10^3$ ).

Insumos	ANO						
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Minério de Ferro (t)	3694,50	4084,50	3981,00	4194,00	3873,00	3636,00	3849,00
Coque (t)	1502,43	1661,03	1618,94	1705,56	1575,02	1478,64	1565,26
Fundente (t)	492,60	544,60	530,80	559,20	516,40	484,80	513,20
Sucata (t)	431,03	476,53	464,45	488,78	452,03	424,20	449,05
Energia - Térmica (GJ)	39408,00	43568,00	42464,00	44688,00	41328,00	38784,00	41056,00
Energia - Elétrica (GJ)	9852,00	10892,00	10616,00	11172,00	10332,00	9696,00	10264,00

Fonte: Anuário Estatístico (1998, p1/8) e Maria Cristina Yuan (1992)

Tabela 8

Quantidade total de insumos usados pela CSN na produção anual de aço bruto ( $\times 10^3$ ).

Insumos	ANO						
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Minério de Ferro (t)	5841,00	5971,50	5976,00	6238,50	6795,00	6219,00	6295,50
Coque (t)	2375,34	2428,41	2430,24	2536,99	2763,30	2529,06	2560,17
Fundente (t)	778,80	796,20	796,80	831,80	906,00	829,20	839,40
Sucata (t)	681,45	696,68	697,20	727,83	792,75	725,55	734,48
Energia - Térmica (GJ)	62304,00	63696,00	63744,00	66544,00	72480,00	66336,00	67152,00
Energia - Elétrica (GJ)	15576,00	15924,00	15936,00	16636,00	18120,00	16584,00	16788,00

Fonte: Anuário Estatístico (1998, p1/8) e Maria Cristina Yuan (1992)

Tabela 9

Quantidade total de insumos usados pela USIMINAS na produção anual de aço bruto  
(x10<sup>3</sup>).

Insumos	ANO						
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Minério de Ferro (t)	4767,00	5269,50	5394,00	5544,00	5656,50	5094,00	4626,00
Coque (t)	1938,58	2142,93	2193,56	2254,56	2300,31	2071,56	1881,24
Fundente (t)	635,60	702,60	719,20	739,20	754,20	679,20	616,80
Sucata (t)	556,15	614,78	629,30	646,80	659,93	594,30	539,70
Energia - Térmica (GJ)	50848,00	56208,00	57536,00	59136,00	60336,00	54336,00	49344,00
Energia - Elétrica (GJ)	12712,00	14052,00	14384,00	14784,00	15084,00	13584,00	12336,00

Fonte: Anuário Estatístico (1998, p1/8) e Maria Cristina Yuan (1992)

Tabela 10

Efetivo dos funcionários, gasto com salários e salário médio da COSIPA.

Ano	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Efetivo	9675.00	9311.00	8496.00	7873.00	7907.00	6470.00	5897.00
Gasto com Salários* (milhares US\$)	11572.15	11138.77	10163.96	9418.80	9459.46	7740.69	7055.33
Salário Médio (US\$)	1196.09	1196.30	1196.32	1196.34	1196.34	1196.40	1196.43

Fonte: Relatórios anuais da empresa e DIEESE

Tabela 11

Efetivo dos funcionários, gasto com salários e salário médio da CSN.

Ano	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Efetivo	15762.00	14870.00	13903.00	12701.00	10995.00	9210.00	8174.00
Gasto com Salários* (milhares US\$)	18852.74	17787.82	16614.05	15193.51	13152.98	11017.97	9778.82
Salário Médio (US\$)	1196.09	1196.22	1195.00	1196.24	1196.27	1196.30	1196.33

Fonte: Relatórios anuais da empresa e DIEESE

Tabela 12

Efetivo dos funcionários, gasto com salários e salário médio da USIMINAS.

Ano	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Efetivo	10944.00	10448.00	9890.00	9210.00	8359.00	7234.00	6890.00
Gasto com Salários* (milhares de US\$)	13089.99	12498.72	11826.88	11017.97	10000.10	8654.50	8243.04
Salário Médio (US\$)	1196.09	1196.28	1195.84	1196.30	1196.33	1196.36	1196.38

Fonte: Relatórios anuais da empresa e DIEESE

Tabela 13

Evolução dos preços dos insumos usados para a produção de aço bruto.

Insumos	ANO						
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Minério de Ferro <sup>(1)</sup> (US\$ / t)	19.49	18.35	19.30	20.56	20.89	21.41	21.91
Coque <sup>(2)</sup> (US\$ / t)	65.76	63.60	52.72	54.18	50.50	39.66	39.41
Fundente <sup>(3)</sup> (US\$ / t)	18.81	19.71	20.60	21.50	22.39	22.71	23.15
Sucata <sup>(1)</sup> (US\$ / t)	112.4	126.8	135	130.6	130.5	108.3	94.15
Energia Térmica <sup>(4)</sup> (US\$ / GJ)	2.15	2.08	1.73	1.77	1.65	1.30	1.29
Energia Elétrica <sup>(5)</sup> (US\$ / GJ)	13.22	16.86	18.03	20.58	21.17	21.44	22.03

Fontes:

- (1) IRON AND STEEL SCRAP STATISTICS - Thomas D. Kelly and Michael D. Fenton
- (2) IBS - José Ribamar B. Chehebe (2002) e EIA
- (3) BNDES, Informe Setorial, (1997) e estima própria.
- (4) Cálculos próprios com base em (2)
- (5) INEE - Alan Douglas Poole (2002) e cálculos próprios

Tabela 14

Evolução dos preços dos insumos usados para a produção total anual de aço bruto, por empresa (1,000.00 US\$).

Insumos	ANO						
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
<b>COSIPA</b>							
Minério de Ferro	72,005.81	74,950.58	76,833.30	86,228.64	80,906.97	77,846.76	84,331.59
Coque	98,799.80	105,641.51	85,350.52	92,407.24	79,538.51	58,642.86	61,686.90
Fundente	9,266.03	10,732.00	10,935.51	12,021.50	11,563.96	11,009.81	11,880.58
Sucata	48,447.21	60,423.37	62,700.75	63,834.02	58,989.26	45,940.86	42,278.06
Energia Térmica	84,799.41	90,671.62	73,255.96	79,227.61	68,293.98	50,332.90	52,945.58
Energia Elétrica	130,265.33	183,651.22	191,382.89	229,957.00	218,694.00	207,925.33	226,093.11
Mão-de-Obra	58,661.96	59,878.25	41,972.24	33,673.27	36,008.60	36,008.60	36,008.60
<b>TOTAL COSIPA</b>	<b>502,245.55</b>	<b>585,948.54</b>	<b>542,431.16</b>	<b>597,349.28</b>	<b>553,995.28</b>	<b>487,707.12</b>	<b>515,224.42</b>
<b>CSN</b>							
Minério de Ferro	113,841.09	109,577.03	115,336.80	128,263.56	141,947.55	133,148.79	137,934.41
Coque	156,202.36	154,446.88	128,122.25	137,454.12	139,546.65	100,302.52	100,896.30
Fundente	14,649.59	15,690.08	16,415.62	17,881.76	20,288.43	18,831.13	19,432.11
Sucata	76,594.98	88,338.39	94,122.00	95,053.95	103,453.88	78,577.07	69,150.82
Energia Térmica	134,067.77	132,561.05	109,966.74	117,976.24	119,772.25	86,089.19	86,598.83
Energia Elétrica	205,949.33	268,496.33	287,290.67	342,424.33	383,540.00	355,634.67	369,802.33
Mão-de-Obra	34,843.57	69,736.41	42,949.10	40,220.32	40,519.53	40,519.53	40,519.53
<b>TOTAL CSN</b>	<b>736,148.69</b>	<b>838,846.15</b>	<b>794,203.18</b>	<b>879,274.28</b>	<b>949,068.28</b>	<b>813,102.89</b>	<b>824,334.33</b>
<b>USIMINAS</b>							
Minério de Ferro	92,908.83	96,695.33	104,104.20	113,984.64	118,164.29	109,062.54	101,355.66
Coque	127,481.02	136,290.35	115,644.48	122,152.06	116,165.66	82,158.07	74,139.67
Fundente	11,955.93	13,845.58	14,816.91	15,891.08	16,889.11	15,424.63	14,278.92
Sucata	62,511.26	77,953.47	84,955.50	84,472.08	86,120.21	64,362.69	50,812.76
Energia Térmica	109,416.38	116,977.38	99,257.13	104,842.55	99,704.45	70,515.90	63,633.74
Energia Elétrica	168,080.89	236,932.33	259,311.56	304,304.00	319,278.00	291,301.33	271,734.67
Mão-de-Obra	38,114.90	52,507.09	19,760.41	21,888.59	47,861.88	47,861.88	47,861.88
<b>TOTAL USIMINAS</b>	<b>610,469.21</b>	<b>731,201.53</b>	<b>697,850.19</b>	<b>767,535.00</b>	<b>804,183.59</b>	<b>680,687.04</b>	<b>623,817.29</b>

Fonte: Cálculos próprios com base em dados das tabelas anteriores.



Tabela 15  
 Receitas das empresas (1,000.00 US\$).

	ANO						
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
<b>COSIPA</b>							
Receita de venda de produtos	702.239,64	1.600.131,21	1.501.112,60	1.462.382,14	1.451.988,53	1.341.554,25	805.531,58
Receita da venda de aços planos*	482.748,00	588.168,00	705.964,00	634.692,00	642.918,00	542.976,00	387.440,00
<b>CSN</b>							
Receita de venda de produtos	1.967.375,05	2.670.154,85	2.634.795,89	2.537.319,61	2.697.042,28	2.379.706,20	1.875.344,33
Receita da venda de aços planos*	763.224,00	859.896,00	1.059.744,00	944.093,00	1.127.970,00	940.128,00	689.209,00
<b>USIMINAS</b>							
Receita de venda de produtos	1.517.271,64	2.260.339,24	2.142.876,09	3.503.453,92	3.662.700,64	1.294.398,74	1.351.524,87
Receita da venda de aços planos*	622.888,00	758.808,00	956.536,00	838.992,00	938.979,00	760.704,00	515.028,00

\* Estimativa utilizando a produção de aços planos por empresa e preço médio de placas de aço para cada ano

Fonte: Balanço Patrimonial e Relatório Anual da Companhia Siderúrgica de Tubarão (2004).

Regredindo a função de receita reduzida proposta em (11) através do método dos Mínimos Quadrados, obtém-se o resultado constante da Tabela 16:

Tabela 16  
Resultado da regressão 1.

rac	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.
fr	-4.99E-01	4.16E-01	-1.2	0.26	-1.44E+00
fu	-0.6917807	1.116526	-0.62	0.551	-3.217537
mo	-0.9375868	0.2190732	-4.28	0.002	-1.433165
su	2.47973	0.1492002	16.62	0	2.142215
ele	-0.8167697	0.2810123	-2.91	0.017	-1.452464
coq	-0.6885822	0.2161987	-3.18	0.011	-1.177658
k	0.0003094	0.0001306	2.37	0.042	0.0000141
kexp	-2.70E-06	1.74E-06	-1.55	0.155	-6.64E-06
q	1.87E-01	2.26E-01	0.83	0.429	-3.24E-01
_cons	12.53965	1.940294	6.46	0	8.150396
	-9.67E-01				

Fonte: Cálculos próprios.

Esta tabela, como pode ser observado, apresenta as estatísticas de Panzar e Rosse, seus desvios padrões e p-valores para a curva de receita reduzida estimada. A estimativa não apresenta a precisão inicialmente esperada. O alto valor de correlação é explicado pelo pequeno número de observações em nossa análise. Entretanto, a hipótese inicial de que a soma das elasticidades-preço dos fatores de produção é não-positiva se confirma. Tal fato implica diretamente na confirmação do cartel, onde as três firmas agiam conjuntamente como um monopolista maximizador de lucros.

$$\psi^* = \sum_{n=1}^7 a_n = -0,967 < 0 \quad (12)$$

## 6. CONCLUSÕES

Os resultados apresentados por Silvinha e Francisco “Afinal, houve colusão no setor siderúrgico brasileiro? Uma abordagem game theoretic” indicam que a excesso de capacidade na indústria. Os autores encontraram ainda no mínimo duas evidências entre os três pontos avaliados, que indicam que houve escolhas estratégicas de forma a sustentar um resultado colusivo.

Depois de aplicados ambos os testes de Osborne e Pitchik, e Panzar e Rosse, os resultados indicam que, realmente, houve a formação de cartel. A princípio, nenhuma das análises em questão poderia afirmar tal fato com extrema convicção. No caso do teste de Osborne e Pitchik aplicado por Silvinha e Francisco, não se obteve resposta positiva quanto a relação lucro por capacidade das firmas versus capacidade conjunta por demanda. Já no teste de Panzar e Rosse, a regressão não se apresentou muito confiável e com dados distorcidos devido ao baixo número de observações. Cabe ressaltar que, apesar das diversas tentativas realizadas, não foi possível a obtenção de dados em séries trimestrais, para o período de 1993 a 1999, como inicialmente pretendido, fato que poderia melhorar a confiabilidade e qualidade da estatística e coeficientes de elasticidade preço.

Não obstante as dificuldades acima mencionadas, os resultados obtidos no presente trabalho podem ser considerados como uma comprovação da eficácia dos testes de Panzar e Rosse, não apenas pela coerência com os resultados obtidos por Silvinha e Francisco mas, por confirmar um fato previamente conhecido de conluio pelas três empresas produtoras de aços planos no Brasil.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, Maria L. A.; CUNHA, Luiz M. S.; GANDRA, Guilherme T.; RIBEIRO, Caio C. - Siderurgia no Brasil: Redução da Lucratividade em 1999. Rio de Janeiro: BNDES, Informe Setorial, 2000.

ANDRADE, Maria L. A.; CUNHA, Luiz M. S.; GANDRA, Guilherme T.; OLIVEIRA, Eliane F. C. - Rentabilidade das Empresas Siderúrgicas no Brasil. Rio de Janeiro: BNDES, Informe Setorial, 1998.

ANDRADE, Maria L. A.; CUNHA, Luiz M. S.; GANDRA, Guilherme T.; RIBEIRO, Caio C. - Mercado mundial de sucata. Rio de Janeiro: BNDES, Informe Setorial, 2000.

ANDRADE, Maria L. A.; VIEIRA, José R. M.; CUNHA, Luiz M. S.; FULDA, Renata S. – Minério de ferro. Rio de Janeiro: BNDES, Informe Setorial, 1997.

Anuário Estatístico. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Siderurgia, 2004.

A siderurgia em números: Instituto Brasileiro de Siderurgia, 2004.

Brasil. Lei de Defesa da Concorrência, n. 8884 de 11 de junho de 1994.

CHEHEBE, José R. B. – O processo de fabricação do aço e o parque siderúrgico. Instituto Brasileiro de Siderurgia, 2002.

Estatísticas da siderurgia: Instituto Brasileiro de Siderurgia, 2004.

FAVERET, Paulo; Paula, SÉRGIO R. L.; CORTES, Leonardo L. – Calcário - Rio de Janeiro: BNDES, Informe Setorial, 1997.

FISHER, Franklin M. – On the misuse of the profits-sales ratio to infer monopoly power. *RAND Journal of Economics*, Volume 18, 1987, n. 3.

Mercado brasileiro do aço ( análise setorial e regional): Instituto Brasileiro de Siderurgia, 2004.

OSBORNE, M. J. e PITCHIK, C. – Cartels, profits and excess capacity. *International Economics Review*, n. 28, 1987.

PANZAR, John C. e ROSSE, James N. – Testing for “monopoly” equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, Volume 35, 1987, n. 4.

POOLE, Alan D. - Problemas e Distorções nos Preços da Energia Elétrica ao Consumidor. Seminário Internacional sobre Geração Distribuída. São Paulo: INEE, 2002.

VASCONCELOS, Silvinha P. e RAMOS, Francisco S. – Afinal, houve colusão no setor siderúrgico brasileiro? Uma abordagem game-theoretic. *A revolução do antitruste no Brasil*. (2002)

YUAN, Maria C. – A siderurgia brasileira e o meio ambiente – o foco na eco-eficiência e no desenvolvimento sustentado. Instituto Brasileiro de Siderurgia, 2002.