

## 2. As evidências da integração dos mercados relevantes domésticos aos internacionais e suas implicações para os efeitos da concentração de mercado: o caso CVRD\*

*Afonso Arinos de Mello Franco Neto*

---

Professor da EPGE/FGV.

*João Victor Issler*

---

Professor da EPGE/FGV.

### 1. O contexto das operações

Entre maio de 2000 e abril de 2001, a CVRD passou a deter participações integrais ou majoritárias do capital das mineradoras brasileiras Socoimex, Samitri, Ferteco e MBR, todas localizadas na região do Quadrilátero Ferrífero, próxima a Belo Horizonte/MG.

A atividade de mineração ferrífera no Brasil se divide em duas regiões, a de Carajás/PA e a do Quadrilátero Ferrífero/MG, separadas em dois mercados geográficos distintos, respectivamente o "Sistema Norte" e o "Sistema Sul". Não há demanda local relevante pelo minério de Carajás, de onde praticamente toda a produção é exportada para o exterior. Os demandantes nacionais de minério de ferro, as usinas siderúrgicas e produtores de ferro-gusa, estão concentrados na região Sudeste do País. Não existindo ligação ferroviária entre os dois sistemas, a demanda doméstica é abastecida completamente pela produção do Quadrilátero Ferrífero, com importações apenas incipientes de Carajás por navegação de cabotagem.

---

\* Os autores atuaram como pareceristas para a CVRD.

Duas ferrovias, a MRS ("Ferrovia do Aço") e a EFVM (Estrada de Ferro Vitória-Minas), integram as principais vias de escoamento logístico do minério de ferro produzido na região do Quadrilátero Ferrífero. A MRS conecta as minas localizadas ao sul de Belo Horizonte/MG aos terminais portuários situados no Estado do Rio de Janeiro, em Sepetiba e Guaíba, e no Estado de São Paulo, em Santos. A EFVM transporta o minério de ferro produzido na região do Quadrilátero Ferrífero pelo nordeste de Minas Gerais, até os portos de Tubarão/ES e Vitória/ES. A CVRD já era a proprietária integral da EFVM antes das operações, enquanto a MBR e a Ferteco eram acionistas da MRS.

Antes da operação, a CVRD já operava o terminal marítimo de embarque de minério para exportação em Tubarão/ES, ligado ao Quadrilátero Ferrífero pela EFVM. A Caemi operava o terminal de Guaíba/RJ e a Ferteco o terminal de Sepetiba/RJ, ambos vizinhos e servidos pela MRS. A Samitri prestava serviços portuários no terminal de Ubu/ES, onde termina o Mineroduto Mariana. A aquisição da Ferteco, da Caemi e da Samitri propiciou à CVRD controlar os terminais portuários dessas empresas em Guaíba/RJ, Sepetiba/RJ e Ponta do Ubu/ES. Dessa forma, por meio das operações a CVRD se tornou controladora dos principais terminais portuários capacitados para operar com minério de ferro na região Sudeste.

A CVRD era acionista, anteriormente à operação, de duas usinas siderúrgicas localizadas na região Sudeste, a Usiminas e a Companhia Siderúrgica de Tubarão (CST). Sendo assim, a operação também aumentou o controle da CVRD sobre a oferta doméstica de minério de ferro na última etapa da cadeia vertical.

Todas as etapas da cadeia vertical que integra o minério de ferro aos produtos siderúrgicos foram, portanto, alcançadas pelas operações. Nessa cadeia foram identificados os mercados relevantes de produto de minério de ferro, transporte ferroviário de minério de ferro, serviços portuários para o embarque de minério de ferro e produtos siderúrgicos.

O mercado de minério de ferro foi segmentado em três mercados relevantes de produto: minério de ferro granulado, minério de ferro fino (*sinter feed*) e minério de ferro em pelotas. A segmentação foi justificada pela baixa substituíbilidade tecnológica verificada entre eles na demanda das plantas siderúrgicas.

Antes das operações, a CVRD já era a maior fornecedora de minério de ferro para o mercado doméstico. De acordo com dados de 2001 apresentados pela SDE, as operações proporcionaram aumento das participações da CVRD nas vendas para compradores da região Sudeste de 36 para 75% no mercado de minério de ferro granulado, de 46 para 72% no mercado de minério de ferro fino e de 98 para 100% no mercado de minério de ferro em pelotas.

Nos mercados de transporte ferroviário e serviços portuários, também houve concentração horizontal, além de aumento da integração vertical de mineradoras na cadeia logística de transporte ferroviário e embarque marítimo. No mercado de produtos siderúrgicos, houve aumento da integração vertical de mineradoras com empresas siderúrgicas.

## 2. O exame dos efeitos concorrenciais pela SDE e pelo CADE

O Brasil exportava aproximadamente 70% da sua produção total de minério de ferro (em toneladas) em 2001. Nesse mesmo ano, a CVRD e suas coligadas pelas operações exportaram mais de 75% da sua produção total. Uma participação tão significativa de exportações nas vendas é um indício forte de que as condições do mercado internacional de minério de ferro têm influência determinante na estratégia comercial das mineradoras para o mercado doméstico. Em particular, de que o preço recebido pelas exportações é um fator intimamente relacionado ao preço praticado no mercado doméstico.

Não obstante, a SDE admitiu um âmbito menor do que o internacional na definição que adotou para a dimensão geográfica dos mercados de minério de ferro. A SDE sustentou a hipótese de que deficiências de aparelhamento dos portos nacionais tornariam os custos logísticos para a importação demasiadamente altos para que se pudesse admitir que o minério importado competisse com o produto brasileiro a um preço próximo ao vigente no mercado nacional.

Em função da localização das minas envolvidas na operação e do alcance da malha ferroviária de transporte (EFVM e MRS) do minério até os consumidores (siderúrgicas brasileiras e portos de exportação), a SDE definiu o mercado relevante geográfico para os minérios de ferro granulado, fino e em pelotas como sendo o da região Sudeste.<sup>1</sup>

Com base nessa definição de mercado relevante geográfico, a SDE concluiu que as operações elevariam significativamente a participação da CVRD nos mercados de minério de ferro (granulado, *sinter-feed* e pelotas), com conseqüente aumento do seu poder de mercado. Além do risco imediato de aumento do preço do minério no mercado nacional, a SDE também vislumbrou a possibilidade de que a aquisição de poder de mercado incentivasse condutas discriminatórias em prejuízo do acesso de mineradoras concorrentes aos corredores logísticos (ferrovia e porto), que passaram ao controle da CVRD. Entre

<sup>1</sup> A região Sudeste também foi definida como mercado relevante geográfico para os mercados de serviços portuários para minério de ferro e de produtos siderúrgicos. Para o mercado de transporte ferroviário, a SDE distinguiu entre os mercados geográficos que correspondem às malhas da EFVM e da MRS separadamente.

tais condutas, a SDE sugeriu especificamente o desvio de cargas da MRS para a EFVM como estratégia de redução de lucros de seus concorrentes acionistas da MRS e a discriminação de mineradoras concorrentes, usuárias cativas dessas ferrovias, com a conseqüente elevação das barreiras à entrada nos três mercados relevantes de minério de ferro.

Em função dessas conclusões, a SDE recomendou que a aprovação das operações fosse sujeita a várias restrições estruturais.<sup>2</sup> A decisão do Plenário do CADE sobre as operações aprovou as operações, tendo adotado parcialmente as sugestões de remédios estruturais da SDE como condições.<sup>3</sup>

### 3. O papel central da distinção entre os âmbitos geográficos doméstico e internacional

A definição de mercados relevantes geográficos restritos à região Sudeste tanto para os mercados de minério de ferro quanto para o mercado de produtos siderúrgicos constituiu a premissa fundamental para as conclusões do SBDC de que as operações pudessem implicar riscos concorrenciais.

As concentrações medidas por *market shares* da CVRD nos mercados de minério de ferro da região Sudeste após as operações foram o principal indicador do alegado aumento de capacidade de exercício de poder de mercado nos mercados domésticos de minério de ferro. Por outro lado, a suposição de que o exercício dessa capacidade eventualmente adquirida pudesse influenciar os preços para o consumidor final de produtos siderúrgicos é a única base que

<sup>2</sup> A SDE propôs dois conjuntos alternativos de restrições. As principais restrições incluídas no primeiro grupo foram: a eliminação da cláusula de preferência que a CVRD detinha para a compra do minério produzido pela mina de Casa de Pedra excedente ao uso próprio da CSN, proprietária da mina; a venda a terceiros da participação acionária da CVRD adquirida na MRS com a aquisição da Ferteco; a proibição da participação da CVRD nas decisões da diretoria da MRS referentes às suas políticas tarifárias e, finalmente, a criação de subsidiária integral da CVRD para detenção da EFVM. O segundo grupo de restrições substitui a proibição da ingerência da CVRD nas decisões sobre tarifas da MBR, pela obrigação da alienação da mina de Capão Xavier, pertencente à MBR, e da alienação de participação acionária significativa em um dos terminais portuários, o de Sepetiba/RJ, pertencente à Ferteco, ou o de Guaíba/RJ, pertencente à MBR, mantendo as demais restrições do primeiro grupo.

<sup>3</sup> O plenário determinou a opção pela CVRD entre duas soluções alternativas. A primeira obriga a renúncia ao direito de preferência da CVRD sobre os excedentes da produção da mina de Casa de Pedra e a unificação da participação direta ou indireta da CVRD na MRS em uma mesma pessoa jurídica. Como solução alternativa, o Plenário determinou que a CVRD pudesse optar pela alienação da Ferteco.

fundamenta o temor de conseqüências anticompetitivas de condutas de restrição vertical a concorrentes.

As questões que envolveram a definição dos mercados geográficos se tornam, contudo, essenciais para o exame concorrencial das operações, quando se reconhecem suas conseqüências. Se, na realidade, o âmbito geográfico dos mercados de minério de ferro ou de produtos siderúrgicos fosse o internacional, as razões da análise ficariam destituídas de sentido econômico, tornando as restrições impostas às operações gratuitamente punitivas.

Em um mercado internacional de minério de ferro, a relação entre os preços domésticos e os preços externos, medidos na mesma moeda, reflete apenas o componente de custos logísticos e de transação comercial no longo prazo. Sendo esse componente de custos aproximadamente constante a longo prazo, um dos preços não pode ser alterado sem que o outro posteriormente acompanhe o movimento.

Nesse cenário, o poder de mercado e a rivalidade devem ser mensurados com referência à estrutura do mercado global. Com um preço doméstico determinado no mercado internacional a longo prazo, não há qualquer incentivo para a CVRD aumentar os custos de suas rivais domésticas, já que isso não pode aumentar seu poder de mercado. Em particular, desaparecem quaisquer riscos de efeitos anticoncorrenciais relacionados com as integrações verticais na cadeia logística de transportes.

As operações só poderiam gerar efeitos concorrenciais sobre o bem-estar doméstico se fossem capazes de afetar permanentemente o preço internacional do minério de ferro. Nesse caso, a análise dos efeitos das operações sobre o bem-estar doméstico deve necessariamente considerar o *trade-off* resultante de um eventual aumento do preço internacional do minério de ferro entre a redução de excedente do consumidor e o aumento dos lucros da indústria mineradora, que inclui os lucros auferidos das exportações.

A situação seria semelhante caso o âmbito geográfico do mercado de produtos siderúrgicos fosse, na realidade, o internacional. Se o preço dos produtos siderúrgicos é ditado pelo mercado internacional no longo prazo, o consumidor final está protegido contra os efeitos de qualquer aumento de poder de mercado que alcance somente os mercados domésticos. Efeitos de concentração horizontal restritos aos mercados domésticos de minério de ferro ou efeitos de integração vertical circunscritos à cadeia logística doméstica de transporte do minério não podem afetar o bem-estar do consumidor brasileiro, a não ser transitariamente. As únicas conseqüências permanentes possíveis são redistribuições de lucros internas à cadeia vertical entre as indústrias de mineração e siderurgia, além de prováveis ganhos de eficiência decorrentes das operações.

As presentes operações só podem provocar um aumento permanente dos preços internacionais dos produtos siderúrgicos se também puderem provocar um aumento dos preços internacionais do minério de ferro, que é usado como insumo pelas usinas. Assim, a avaliação dos efeitos finais sobre o bem-estar na economia nacional novamente depende do *trade-off* que um eventual aumento do preço internacional do minério de ferro gere entre redução do excedente do consumidor brasileiro e aumento dos lucros da indústria mineradora doméstica.

Para avaliar esse *trade-off* é essencial levar em conta que o Brasil exporta uma fração significativa de sua produção de minério de ferro. Assim, um eventual aumento do preço no mercado internacional gera um aumento desproporcionalmente maior de receitas para as empresas exportadoras domésticas do que o aumento correspondente das despesas domésticas de consumo. Por isso, ainda que as operações pudessem implicar um aumento do preço do minério de ferro no mercado internacional, é provável que este aumento pudesse gerar um aumento do excedente total realizado nos mercados domésticos.

As informações utilizadas pela SDE e pelo CADE para a definição dos mercados relevantes geográficos incluíram exercícios econométricos produzidos pela SDE com o objetivo de avaliar a relação entre os comportamentos dos preços de venda do minério de ferro no mercado doméstico e no mercado internacional. Os resultados obtidos desses exercícios, apesar de indicarem uma associação de causalidade do preço internacional sobre o preço doméstico, não foram suficientes para convencer a SDE da efetiva integração geográfica dos mercados. No entanto, os testes estatísticos empreendidos pela SDE podem ser criticados sob aspectos importantes, sendo que metodologias adequadas aplicadas a um conjunto mais amplo de dados podem produzir resultados que amparam um convencimento oposto.

#### 4. Objetivos

Este artigo tem, portanto, dois objetivos. O primeiro é criticar a definição dos âmbitos geográficos regionais para os mercados de minério de ferro e de produtos siderúrgicos e mostrar que a aplicação de técnicas econométricas adequadas indica a definição de mercados geográficos internacionais para ambos os mercados. O segundo é reavaliar as conseqüências concorrenciais das operações à luz desse fato, demonstrando, em particular, que o bem-estar econômico nos mercados domésticos provavelmente aumentaria mesmo que a CVRD adquirisse poder de mercado suficiente para provocar um aumento do preço internacional.

Quanto ao primeiro objetivo, mostra-se, em primeiro lugar, que a metodologia econométrica empregada pela SDE não responde à pergunta central para a definição do mercado relevante geográfico. Vale dizer, os testes estatísticos

empreendidos pela SDE não informam sobre a possibilidade de um aumento pequeno, mas significativo e não transitório de preços, de acordo com o critério do teste do monopolista hipotético.<sup>4</sup>

Em segundo lugar, observa-se que a metodologia econométrica usada pela SDE oferece pouca robustez em relação aos resultados que pode produzir. Escolhas diferentes daquela que a SDE adotou para a especificação dos testes, e que também seriam legítimas do ponto de vista estatístico, poderiam alterar as conclusões obtidas.

Finalmente, aplica-se uma metodologia econométrica adequada à formulação do teste sobre a possibilidade de um aumento pequeno, mas significativo e não transitório, dos preços nos mercados, para a definição dos mercados de minério de ferro e de produtos siderúrgicos. Os resultados indicam que os mercados domésticos são geograficamente integrados aos respectivos mercados internacionais.

Com relação ao segundo objetivo, simula-se o impacto das operações sobre o balanço entre as perdas e os ganhos de bem-estar resultantes de um eventual aumento permanente do preço do minério de ferro no mercado internacional. Emprega-se um modelo de competição oligopolística de Cournot entre as empresas domésticas envolvidas nas operações, as empresas domésticas não envolvidas na operação e os outros concorrentes estrangeiros no mercado internacional de minério de ferro.

O modelo usa como parâmetros dados da estrutura dos mercados nacional e internacional e uma estimativa da elasticidade-preço da demanda mundial por minério de ferro. A simulação é capaz de apropriar o valor da variação da soma do excedente do consumidor doméstico com os lucros das firmas domésticas não envolvidas nas operações, em função de um pequeno aumento hipotético do preço internacional.

A soma do excedente do consumidor doméstico com os lucros das firmas domésticas não envolvidas nas operações corresponde ao valor do bem-estar econômico total no país, deduzido dos lucros das firmas envolvidas nas operações. Uma variação de sinal positivo dessa soma significa que um pequeno aumento do preço internacional aumenta os lucros das firmas não envolvidas nas operações mais do que reduz o excedente do consumidor doméstico. Uma variação de sinal positivo dessa soma consiste, portanto, numa condição suficiente para que as operações aumentem o bem-estar econômico total doméstico.

O resultado das simulações indica a produção de ganhos líquidos de bem-estar na economia brasileira em função das operações. A razão econômica

<sup>4</sup> Ver Portaria Conjunta SEAE/SDE 50, de 1.º de agosto de 2001.

para tal resultado não deve surpreender. As mineradoras domésticas concorrentes da CVRD, remanescentes das operações, são grandes exportadoras. Um aumento do preço internacional do minério de ferro aumentaria seus lucros em montante suficiente para compensar uma eventual redução do excedente dos consumidores domésticos, aumentando o bem-estar econômico total.

### 5. Definição dos mercados relevantes geográficos

A presença de importações significativas de um produto homogêneo em geral justifica de maneira natural a presunção de que o mercado doméstico é integrado ao respectivo mercado internacional. A razão dessa presunção decorre de as importações observadas confirmarem a capacidade de fornecedores estrangeiros limitarem o poder de mercado dos produtores domésticos, arbitrando aumentos de preço no mercado doméstico.

Contudo, em um mercado de um produto homogêneo em que há exportações significativas, a ausência de importação não pode ser automaticamente interpretada como indício de um mercado relevante geográfico nacional. Ao contrário, a presença de exportações indica que as empresas domésticas exportadoras praticam um preço no mercado doméstico que pode não ser limitado pelas condições de competição nesse mercado, mas sim pela competição no mercado internacional.

Firmas que detêm poder de mercado no mercado doméstico e que também podem exportar a um determinado preço fixado no mercado internacional maximizam o lucro discriminando seus preços entre os dois mercados.

Como incorre em um custo marginal comum para produzir para os dois mercados, a firma exportadora deve vender no mercado doméstico e no mercado internacional quantidades que lhe proporcionem receitas marginais iguais. A receita marginal nas vendas ao mercado externo é igual ao preço recebido pelas exportações, assumindo a inexistência de poder de mercado no mercado internacional. Se a empresa detém poder de mercado no mercado doméstico, esta receita marginal corresponderá a um preço recebido pelas vendas domésticas maior do que o preço recebido pelas exportações.

Dado um preço de exportação, contudo, também existe um preço mais alto, ao qual os consumidores domésticos poderiam importar o produto do mercado internacional, se houvesse demanda para esse preço.<sup>5</sup> O preço de

<sup>5</sup> Teoricamente, o preço de importação seria igual ao preço de exportação adicionado de duas vezes o custo de transporte do produto entre os mercados, se esse custo fosse simétrico nos dois sentidos do comércio: o exportador recebe o preço praticado no mercado internacional subtraído do custo de transporte, e o importador

importação seria aquele que viabilizaria os investimentos necessários em infraestrutura logística e cobriria os custos de transporte e internação do produto importado.

Se o preço doméstico alcançar o preço de importação, a demanda pelo produto das firmas domésticas se reduz a zero. Isso significa que a demanda residual doméstica enfrentada pelas firmas exportadoras é infinitamente elástica ao preço de importação, ainda que as firmas possam deter poder de mercado a preços mais baixos.

A receita marginal (correspondente à demanda residual) das firmas apresenta uma descontinuidade na quantidade demandada ao preço de importação. Assim, numa indústria exportadora é possível que as empresas discriminadoras de preços pratiquem no mercado doméstico um preço igual, ou pouco abaixo, daquele que viabiliza a importação. Nesse caso, mesmo que a estrutura do mercado doméstico seja oligopolizada, alterações dessa estrutura que reduzam o número de concorrentes ou a rivalidade no mercado doméstico não podem aumentar a capacidade de exercício de poder de mercado. Esta capacidade não estaria limitada pela competição entre as empresas domésticas, mas pelo limite superior imposto ao preço doméstico pela ameaça de importação.

A identificação desta possibilidade é, em última análise, uma questão empírica. O comportamento observado da relação entre o preço doméstico e o preço de exportação, deve ser diferente no caso em que as firmas exportadoras praticam um preço doméstico limitado pelo preço de importação e no caso em que o preço doméstico é menor do que o preço de importação.

Se o preço doméstico não é efetivamente restrito pelo preço de importação, a demanda residual das firmas apresentará elasticidade-preço limitada. Nesse caso, o preço doméstico será fixado como uma margem variável sobre o custo marginal de produção, que se iguala ao preço de exportação. Quando o preço de exportação varia, a mesma variação da receita marginal nas vendas domésticas implica uma variação da margem do preço doméstico sobre o preço de exportação. À medida que o preço de exportação diminui (aumenta), a razão entre o preço praticado no mercado doméstico e o preço de exportação aumenta (diminui).

Se, no entanto, o preço praticado pelas firmas discriminadoras no mercado doméstico coincide com o preço de importação, a razão entre o preço doméstico e o preço de exportação refletirá apenas o adicional de custos de

paga o preço do mercado internacional somado ao custo de transporte. Na prática empírica, é comum considerar o custo de transporte como sendo proporcional ao valor transportado.

transporte e de transação implícitos na diferença entre os preços. Admitindo-se que tais custos correspondam a uma fração aproximadamente constante do preço de exportação, aquela razão também se manteria aproximadamente constante ao longo do tempo.

Assim, caso o poder de mercado das empresas domésticas seja efetivamente limitado pela ameaça de importação em larga escala, a razão entre o preço doméstico e o preço de exportação deveria manter-se aproximadamente constante no longo prazo. No caso alternativo em que o poder de mercado das firmas domésticas é limitado pelas condições de competição entre as concorrentes domésticas, a variação da margem do preço doméstico sobre o preço de exportação já não permitiria mais esperar a estabilidade a longo prazo da razão entre eles.

As técnicas empregadas aqui para a delimitação de mercados geográficos – testes de raiz unitária para preços (minério de ferro ou produtos siderúrgicos) e razão de preços ou análise de co-integração para preços – são as mais apropriadas para investigar se há comportamento similar entre as séries de preços no Brasil e no exterior. Concluir-se-á que há similaridade se, no longo prazo, não houver divergência entre o comportamento dos preços no Brasil e no exterior, mesmo que haja divergência no curto prazo.

A similaridade de comportamento entre as séries de preços ocorre quando ambas têm o que chamamos de *tendência comum* ou *componente permanente* comum. Quando dois preços têm a mesma tendência, o diferencial entre esses dois preços não terá tendência alguma, pois as tendências individuais serão canceladas na subtração.

A conveniência da utilização desses testes para a integração geográfica entre mercados conta com o suporte de vários artigos recentes da literatura econômica especializada. Dentre eles, destacam-se o de Haldrup (2003), que lançou as bases do uso dessa técnica para a delimitação de mercados geográficos no âmbito da Comissão Européia (Nielsen et alii, 2003), e o de Forni (2004), que testou a delimitação do mercado italiano de leite, usando técnicas equivalentes.<sup>6</sup>

A base metodológica da análise de co-integração entre séries de preços é diretamente compatível com o conceito de SSNIP (Small, Significant, Non-transitory Increase in Prices), que é a noção fundamental para caracterizar a capacidade de exercício de poder de mercado.<sup>7</sup>

<sup>6</sup> Vale citar ainda os esforços pioneiros de Walls (1994a, 1994b e 1995), Cuddington e Zhongmin (1999) e o artigo recente de Rubin (2004).

<sup>7</sup> Ver o documento *Horizontal Merger Guidelines*, Federal Trade Commission / Department of Justice (1992) e Portaria Conjunta SEAE/SDE 50, de 1.º de agosto de 2001.

Séries que possuem uma raiz unitária em seu polinômio auto-regressivo têm uma tendência ou componente permanente, resultante da acumulação de mudanças inesperadas no nível da variável. Quando duas séries de preços apresentam a mesma tendência, esta será comum, e será eliminada na diferença entre eles. Logo, não devemos observar tendência alguma no diferencial de preços, fenômeno denominado co-integração,<sup>8</sup> ou a presença de tendência comum ou raiz unitária comum ou componente permanente comum.

Um teste de raiz unitária verifica a existência de um componente permanente na série de preços examinada.<sup>9</sup> No contexto acima, quando uma série de preços possui uma raiz unitária, existe a possibilidade de que este sofra um aumento não-transitório, pequeno e significativo (SSNIP). Do contrário, isso não ocorre, pois todos os choques não antecipados terão efeitos apenas transitórios sobre o nível de preços.

Um teste de co-integração detecta a presença de uma tendência idêntica nas séries de preços praticados em dois mercados, que se anula na diferença entre os preços.<sup>10</sup> Nesse caso, aumentos permanentes de preço (SSNIP) em um mercado têm necessariamente que se verificar também no outro mercado. Qualquer mudança do nível de preços em um dos mercados que não ocorra também no outro deverá ser apenas transitória.

De acordo com a racionalidade econômica do comportamento de firmas exportadoras que discriminam preços entre os mercados doméstico e de exportação, a verificação de co-integração entre essas séries de preços deve ser entendida como indício da integração dos mercados relevantes geográficos. Se o componente permanente dos preços for idêntico nos dois mercados, então não há como uma firma aumentar unilateralmente seus preços (SSNIP) em um deles sem sofrer a concorrência direta de firmas operando no outro mercado.

Ao analisar as séries de preços para verificar a integração de mercados relevantes geográficos, há que se optar pela versão mais adequada de modelo econométrico a ser usada. Em geral, a escolha recai sobre um teste direto da co-integração dos níveis de preços reais (descontada a inflação) ou dos preços reais após uma transformação logarítmica.

<sup>8</sup> Para efeito expositivo, usamos o caso onde a tendência em um preço é idêntica à do outro, logo a simples subtração de preços elimina a tendência comum. Há o caso mais geral em que a tendência de um preço é proporcional à de outro. Nesse caso, para remover a tendência comum, temos que fazer uma *combinação linear* desses dois preços. No segundo caso também há cointegração.

<sup>9</sup> Ver Dickey e Fuller (1979, 1981), Phillips e Perron (1988) e Kwiatkowski et alii (1992), inter alia.

<sup>10</sup> Ver Engle e Granger (1987) e Johansen (1995).

Quando se usa a transformação logarítmica nos preços reais dos mercados 1 e 2, denotados por  $P_t^1$  e  $P_t^2$ , o diferencial de preços correspondente é:

$$\ln(P_t^1) - \ln(P_t^2) = \ln\left(\frac{P_t^1}{P_t^2}\right)$$

Logo, testar se há co-integração entre os logaritmos dos preços reais equivale a testar se o logaritmo da razão dos preços tem ou não um componente permanente (ou raiz unitária). Tanto Forni (2004) quanto Haldrup (2003) expressam preferência por essa formulação.<sup>11</sup>

### 5.1 A análise da SDE sobre os mercados de minério de ferro

A SDE empreendeu um estudo econométrico com o objetivo de examinar aspectos da hipótese de integração dos mercados doméstico e internacional.<sup>12</sup> A SDE estimou modelos de Auto-Regressão Vetorial (VAR) que incluem muitas variáveis e realizam um exercício de decomposição de variância do erro de previsão.<sup>13</sup>

A SDE concluiu dos resultados obtidos que não se pode rejeitar a hipótese de que os preços internacionais têm poder explicativo como “causadores” (no sentido de Granger) dos preços domésticos, mas que isso não significaria que os preços internacionais sejam a única variável a explicar os movimentos de preços domésticos. Observou que, na maioria dos casos analisados, a variância dos preços internacionais não explicava mais de 22% da variância total de cada

<sup>11</sup> Forni (2004) levanta a questão de que seria preferível testar diretamente a existência de raiz unitária em vez de fazer um teste indireto – teste de co-integração. Neste último, testaríamos primeiro a existência de componentes permanentes comuns e depois a igualdade destes. Há várias razões para preferirmos um teste direto a um indireto. Para o teste de Johansen (1988, 1991) sabemos que ao testar co-integração temos que levar em conta várias hipóteses auxiliares, que podem influir na decisão final. Dentre elas, temos que os preços interno e externo têm que seguir um modelo VAR com erros Normais e homocedásticos. Por exemplo, se há um componente de média móvel no VAR, então a inferência do teste de Johansen fica invalidada, o que pode levar à rejeição no teste de co-integração mesmo quando ela existir; ver Gonzalo e Lee (1998) para outros problemas tanto no teste de Johansen quanto no de Engle e Granger (1987).

<sup>12</sup> Ver SDE (2005) – Apêndice Estatístico.

<sup>13</sup> Os dados usados neste estudo são mensais, de 1998:1 até 2003:12, compreendendo 6 anos de observações mensais (inclusive). Além de preços domésticos e de exportação, expressos em dólares norte-americanos correntes (sem deflação), há também outras variáveis de controle usadas na análise econométrica, como quantidades vendidas de minério de ferro no Brasil e no exterior, dados de comércio internacional, dados de produção industrial interna e externa, taxa de câmbio efetiva etc.

preço doméstico analisado. Contudo, há críticas importantes aos testes realizados pela SDE que tornam as suas conclusões pouco robustas.

Em primeiro lugar, a análise de decomposição de variância não mede a possibilidade de um aumento pequeno, mas significativo e não transitório, de preços no mercado doméstico, o que seria o critério associado ao teste do monopolista hipotético. Conforme mencionado, a literatura recente atribui grande relevância aos testes alternativos de co-integração de preços, por manterem essa propriedade de correspondência metodológica.

*Em segundo lugar, as técnicas de decomposição de variância do erro de previsão usadas pela SDE foram alvo de grandes críticas da literatura especializada.<sup>14</sup> Essencialmente, a crítica (ver Bernanke, 1986) indica que os resultados de decomposição de variâncias são pouco confiáveis quando há grande correlação entre os erros nas diferentes equações que compõem o VAR.<sup>15</sup> Em particular, quando se muda a ordem das variáveis no VAR, mudam totalmente os resultados sob alta correlação. Como esse é invariavelmente o caso em modelos VAR, a crítica debilita a robustez dos resultados do estudo da SDE.*

*Finalmente, há que se notar que o estudo da SDE usa testes de raiz unitária e de co-integração para algumas séries que compõem os VARs com séries de apenas 6 anos de extensão, o que pode comprometer o poder desses testes.<sup>16</sup>*

Sob o prisma de tais críticas, o debate sobre a definição dos mercados relevantes geográficos de minério de ferro permanece em aberto. Passa-se, portanto, à apresentação de resultados obtidos por meio da análise de co-integração de preços aqui proposta.

### 5.2 A análise de co-integração de preços nos mercados de minério de ferro

Os dados de preço de minério de ferro fino, granulado e em pelotas foram fornecidos pela CVRD em bases mensais desde 1992:1 até 2004:12, compreendendo 156 observações mensais, com extensão de 13 anos.<sup>17</sup>

<sup>14</sup> Vale citar a primeira delas, que foi de Bernanke (1986), após a primeira análise de “decomposição de variância” implementada por Sims (1980). Posteriormente também temos Bernanke e Blinder (1992), Keating (1996) e Pesaran e Shin (1998).

<sup>15</sup> Para contornar esse problema, a literatura mais recente, como Pesaran e Shin (1998), propôs uma técnica generalizada que pode ser aplicada à decomposição de variância (concebida originalmente para a função resposta a impulso). Infelizmente o estudo da SDE não a cita nem a usa.

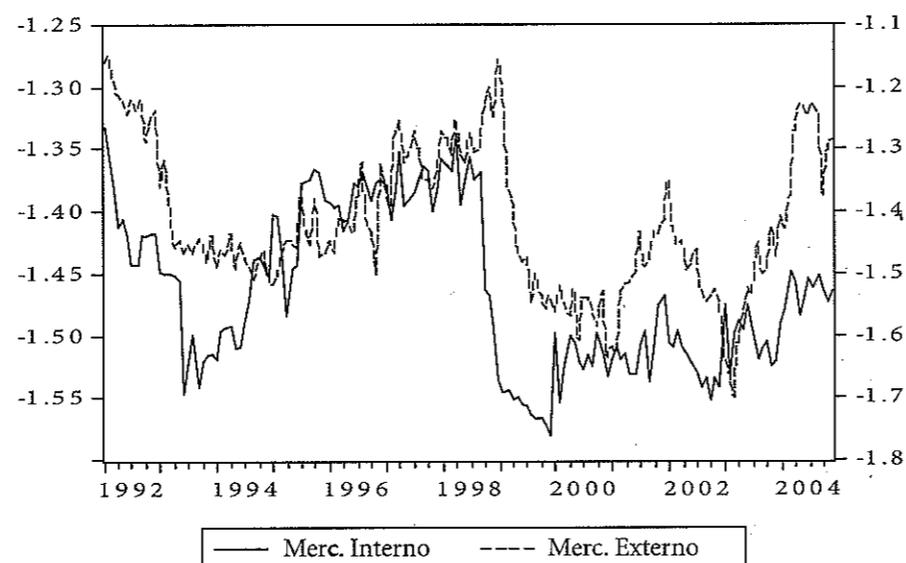
<sup>16</sup> É sabido que o que importa para o poder desses testes é o número de anos da amostra. Ver Shiller e Perron (1985).

<sup>17</sup> Mais do que o dobro, portanto, das séries utilizadas no estudo da SDE, o que favorece um poder maior dos testes de relações de longo prazo, como os de raiz unitária e co-integração.

Os dados são preços médios calculados a partir dos dados de faturamento da CVRD em base FOB, expressos em dólares norte-americanos deflacionados pelo índice de preços ao produtor norte-americano, nas vendas para o mercado externo e doméstico, dividido pelas respectivas quantidades vendidas.<sup>18</sup> Apresentam-se adiante gráficos em escala dual dos preços com transformação logarítmica.

Algumas características sobressaem no exame visual das séries. Primeiro, apesar da alta frequência dos dados mensais, seu comportamento apresenta uma suavidade consistente com a existência de raiz unitária, mais notável para os minérios em pelotas e finos. Segundo, os movimentos dos preços domésticos e de exportação no longo prazo são similares a partir de 1994 para todos os tipos de minério, indicando a possibilidade de co-integração.<sup>19</sup>

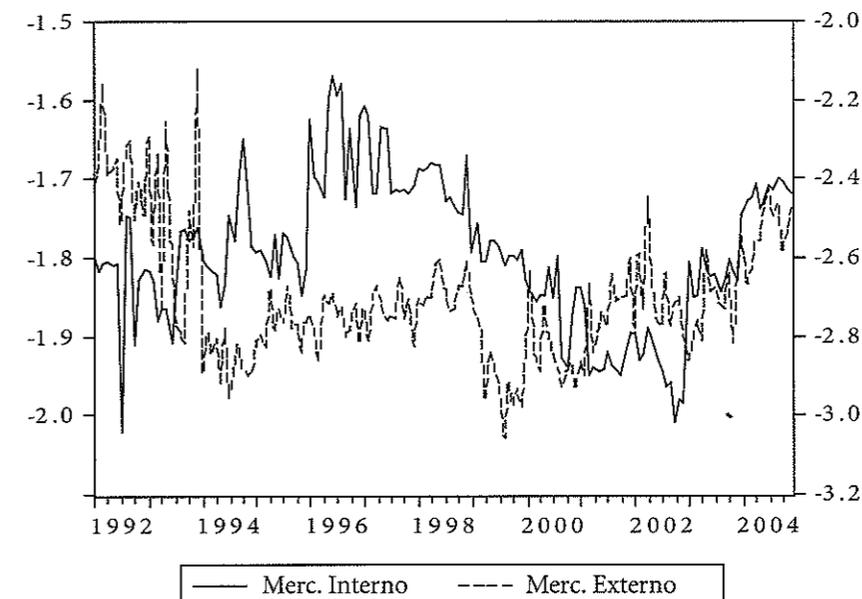
Preço do Minério em Pelota (em Logaritmo)



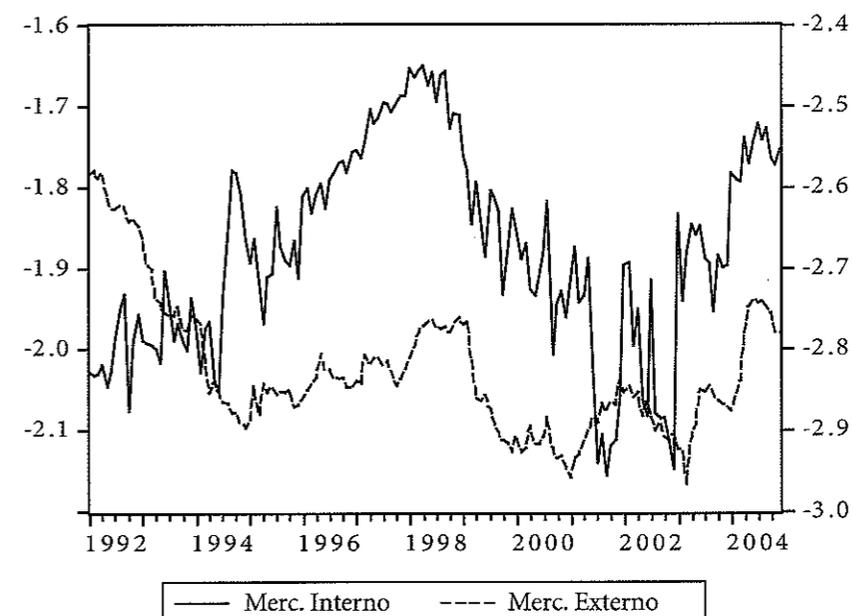
<sup>18</sup> Os dados de faturamento externo incluem as vendas totais. Já para vendas internas, apenas as vendas para as seis maiores siderúrgicas nacionais são consideradas, o que não chega a representar 100% das vendas, mas está muito próximo disso.

<sup>19</sup> Os movimentos dos preços domésticos e de exportação no período 1992-1994 são aparentemente contrários para o minério fino; e, para os outros tipos, onde esse padrão antagonico não se verifica, a similaridade é menor. Esse comportamento provavelmente se deve ao fato de que as privatizações no parque siderúrgico brasileiro ocorreram durante esse período, o que pode ter sido motivo de um alinhamento de preços refletindo os novos incentivos de mercado.

Preço do Minério Granulado (em Logaritmo)



Preço do Minério Fino (em Logaritmo)



A seguir, testa-se a existência de uma raiz unitária nas séries dos preços de minério de ferro fino, granulado e em pelotas transformados em logaritmos, conforme sugestão de Haldrup (2003) e Forni (2004).<sup>20</sup>

Os resultados dos testes estão descritos na Tabela 1. Reportamos os resultados de dois testes distintos. O primeiro é o teste KPSS, de Kwiatkowski et alii (1992). Neste, testa-se a hipótese (hipótese nula  $H_0$ ) de estacionariedade em torno de uma tendência linear, o que implica a inexistência de uma raiz unitária. Para séries com raiz unitária, espera-se que a estatística de teste rejeite a hipótese nula. O segundo teste é o de Phillips e Perron (1988), usando uma constante e uma tendência linear. Neste, a hipótese nula é a de existência de uma raiz unitária. Para séries com raiz unitária, espera-se que a estatística de teste não rejeite a hipótese nula.

Os resultados dos testes na Tabela 1 fornecem ampla evidência de que todas as séries de preço testadas possuem uma raiz unitária. Quando se testou essa hipótese diretamente – teste de Phillips-Perron – esta foi rejeitada apenas uma vez, para o preço de exportação de minério granulado. Por outro lado, nesse caso, o teste de KPSS rejeita a estacionariedade da série. Diante do impasse, admitiu-se a existência de raiz unitária em acordo com as evidências em seu favor levantadas no estudo da SDE.

Note-se ainda que o teste de Phillips-Perron confirma a presença de uma raiz unitária nos preços de pelotas, mas o teste KPSS não rejeita sua estacionariedade, o que poderia também levantar dúvidas quanto à presença de uma raiz unitária. Os resultados conflitantes, no entanto, desaparecem para o preço doméstico das pelotas com um nível de significância menos rigoroso de 10% (em vez dos de 5 e 1%). Para o preço de exportação das pelotas, o teste adicional ADF (Dickey e Full, 1979 e 1981) não rejeita a existência de uma raiz unitária com grande confiança, dirimindo as dúvidas. Levando em conta os resultados dos testes em conjunto, pode-se admitir confortavelmente a hipótese de presença de uma raiz unitária em todas as séries de preço investigadas.

<sup>20</sup> Em primeiro lugar, testou-se a existência de duas raízes unitárias nas séries dos preços de minério de ferro fino, granulado e em pelota, o que foi rejeitado com grande confiança.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária em séries de preços de minério por tipo (deflacionadas e em logaritmo)

Tipo de Minério	Estatística KPSS $H_0$ : Estacionariedade	Estat. Phillips-Perron $H_0$ : Há Raiz Unitária	Conclusão
Fino – Doméstico	0.21718**	-2.711764	Há uma raiz unitária
Granulado – Doméstico	0.197252*	-3.347609	Há uma raiz unitária
Pelotas – Doméstico	0.123482	-2.600622	Há uma raiz unitária
Fino – Exportação	0.173096*	-2.182476	Há uma raiz unitária
Granulado – Exportação	0.247157**	-6.151436**	Há uma raiz unitária
Pelota – Exportação	0.089423	-3.334294	Há uma raiz unitária

Notas: (1) Todas as séries de preço aqui testadas foram deflacionadas pelo índice de preço ao produtor dos EUA. (2) No teste KPSS de Kwiatkowski et alii (1992), a hipótese nula ( $H_0$ ) é de não existência de raiz unitária. No teste de Phillips e Perron (1988) a hipótese nula ( $H_0$ ) é de existência de uma raiz unitária. (3) Os símbolos (\*) e (\*\*) representam a rejeição da hipótese nula (que varia dependendo do teste) aos níveis de significância de 5 e 1%, respectivamente.

A seguir, conforme sugestão de Forni (2004), testa-se se o logaritmo da razão dos preços doméstico e de exportação, dado por

$$\ln(P_t^1) - \ln(P_t^2) = \ln\left(\frac{P_t^1}{P_t^2}\right),$$

contém ou não uma raiz unitária, onde  $\ln(P_t^1)$  e  $\ln(P_t^2)$  são, respectivamente, os preços interno e externo em dólares norte-americanos de uma mesma categoria de minério. À luz da evidência de que todos os preços domésticos e de exportação contêm uma raiz unitária, esse procedimento é equivalente ao teste de co-integração dos logaritmos desses preços.<sup>21</sup>

<sup>21</sup> Como argumenta Forni (2004), o teste de raiz unitária em  $\ln\left(\frac{P_t^1}{P_t^2}\right)$  é preferível ao teste de co-integração para  $\ln(P_t^1)$  e  $\ln(P_t^2)$ , pois trata-se de um teste direto para a existência de raiz unitária. Essa preferência decorre do fato de o teste usual de co-integração (Johansen, 1988, 1991) incluir hipóteses auxiliares (e.g., um modelo VAR para os preços interno e externo com erros normais e homocedásticos). A não validade dessas hipóteses pode levar à rejeição da presença de co-integração mesmo quando existe. Ver Gonzalo e Lee (1998) para questões relacionadas.

Os resultados dos testes encontram-se na Tabela 2. Mais uma vez, usaram-se os testes KPSS e Phillips-Perron, incluindo agora apenas uma constante como componente determinístico. Para os mercados de minério de ferro granulado e em pelotas, as conclusões são inequívocas: o teste de Phillips-Perron rejeita a presença de uma raiz unitária e o teste KPSS não rejeita a estacionariedade da diferença dos preços em logaritmos. Logo, conclui-se que há co-integração entre os preços domésticos e de exportação respectivos.

Para o mercado de minério fino, ao nível de significância de 5%, o teste de Phillips-Perron indica a ausência de raiz unitária, enquanto o teste KPSS rejeita a estacionariedade. Para dirimir a dúvida, aplicamos adicionalmente o teste ADF de Dickey e Fuller (1979, 1981), cujos resultados rejeitaram a existência de uma raiz unitária com grande confiança para a razão dos preços.

Com isso, pode-se finalmente concluir que há integração geográfica entre os mercados doméstico e internacional de minério de ferro dos três tipos.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária em séries de razão de preços doméstico e de exportação de minério por tipo (em logaritmo)

Tipo de Minério	Estatística KPSS $H_0$ : Estacionariedade	Estat. Phillips-Perron $H_0$ : Há Raiz Unitária	Conclusão
Fino	0.470671*	-3.108245*	Não há uma raiz unitária
Granulado	0.277975	-3.633699**	Não há uma raiz unitária
Pelotas	0.456135	-2.965300*	Não há uma raiz unitária

Notas: (1) A diferença logarítmica de preços em termos reais é idêntica à diferença logarítmica de preços em bases nominais, pois o deflatores se cancela no cômputo da diferença dos logs dos preços. (2) No teste KPSS de Kwiatkowski et alii (1992), a hipótese nula ( $H_0$ ) é de não existência de raiz unitária. No teste de Phillips e Perron (1988) a hipótese nula ( $H_0$ ) é de existência de uma raiz unitária. (3) Os símbolos (\*) e (\*\*) representam a rejeição da hipótese nula (que varia dependendo do teste) aos níveis de significância de 5 e 1%, respectivamente.

### 5.3 O mercado de produtos siderúrgicos

O minério de ferro não é um produto consumido diretamente por consumidores finais e sim um insumo para a indústria siderúrgica. Os produtos siderúrgicos, por sua vez, serão também insumos para produtos finais de consumo. Portanto, a indústria siderúrgica é o único elo de ligação entre as possíveis mudanças de preços do minério de ferro e o bem-estar do consumidor final: não há como uma mudança de preço do minério de ferro afetar o bem-estar do consumidor brasileiro sem afetar os preços dos produtos siderúrgicos. Se o âmbito dos mercados relevantes dos produtos siderúrgicos fosse o internacional, mesmo que os mercados relevantes geográficos de minério de ferro fossem

domésticos, os consumidores domésticos não seriam afetados por um eventual aumento de poder de mercado nos mercados de minério.

Testa-se a seguir a evidência empírica sobre a integração dos mercados domésticos aos internacionais de três produtos siderúrgicos, as Bobinas a Quente, as Bobinas a Frio e os Vergalhões, que foram aqueles para os quais foi possível obter séries longas de preços domésticos e internacionais. Apesar de não constituírem a totalidade dos produtos siderúrgicos, argumenta-se a seguir que o comportamento desses mercados deve ser bastante representativo do comportamento do mercado como um todo.

As Bobinas a Frio e as Bobinas a Quente são produtos tradicionalmente classificados como Produtos Planos e os Vergalhões como Produtos Longos. Os Produtos Planos e os Produtos Longos incluem a quase totalidade dos produtos siderúrgicos de uso final.<sup>22</sup> Os dados da tabela seguinte descrevem como se inserem os mercados no conjunto dos produtos siderúrgicos.

Dados dos Mercados de Produtos Siderúrgicos relativos ao ano de 2001

	Produtos Planos			Produtos Longos		Planos + Longos
	Bobinas a Quente	Bobinas a Frio	Total Planos	Vergalhões	Total Longos	Total
Produção (mil ton.)	2.572	2.328	10.648	2.602	7.425	18.073
Participação na Produção Parcial	24%	22%	100%	35%	100%	-
Participação na Produção Total	14%	13%	59%	14%	41%	100%
Vendas Internas (mil ton.)	2.326	2.043	9.049	2.363	6.643	15.693
Vendas Externas (mil ton.)	269	303	1.494	169	1.015	2.509
Importação (mil ton.)	141	136	619	3	283	902
Consumo Aparente (mil ton.)	2.481	2.191	9.710	2.366	6.984	16.694
Part. no Cons. Aparente Parcial	26%	23%	100%	34%	100%	-
Part. no Cons. Aparente Total	15%	13%	58%	14%	42%	100%
Importação / Cons. Aparente	6%	6%	6%	0%	4%	5%
Vendas Externas / Produção	10%	13%	14%	6%	14%	14%

Fonte: Dados do Anuário Estatístico do IBS de 2003.

As Bobinas a Quente e as Bobinas a Frio representaram conjuntamente 48% do consumo aparente de Produtos Planos em 2001, enquanto os Vergalhões compuseram 34% do consumo aparente de Produtos Longos. Os três produtos juntos representaram 42% do consumo aparente total de produtos siderúrgicos.

<sup>22</sup> Os únicos produtos finais excluídos são aqueles classificados como Outros Produtos (Tubos com Costura, Tiras e Fitas e Trefilados), que têm participação desprezível no total. Ver *Anuário Estatístico do Instituto Brasileiro de Siderurgia*, IBS, vários números.

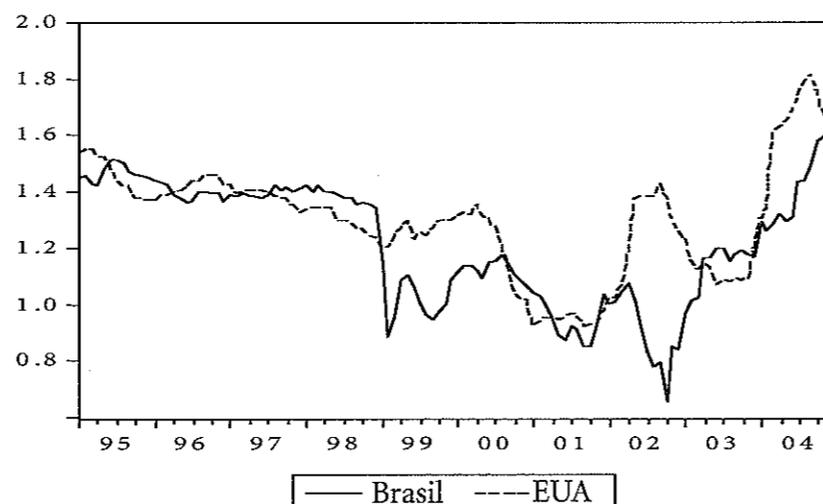
Portanto, os produtos são bastante representativos do conjunto de produtos siderúrgicos. Ademais, é plausível admitir que os produtos dentro de cada classe de Produtos Planos e Produtos Longos presumivelmente são bons substitutos pelo lado da oferta. Sendo assim, se a propriedade de integração dos mercados doméstico e internacional se verifica para um subgrupo de Produtos Planos ou Longos, provavelmente a propriedade se estende também para os outros.

Também é possível verificar que as Bobinas e os Vergalhões exibem relações entre Importação e Consumo Aparente e entre Vendas Externas e Produção menores do que os demais produtos siderúrgicos. Assim, as Bobinas a Quente, as Bobinas a Frio e os Vergalhões não são produtos cujos mercados são particularmente abertos ao comércio exterior, em comparação com os demais produtos siderúrgicos.

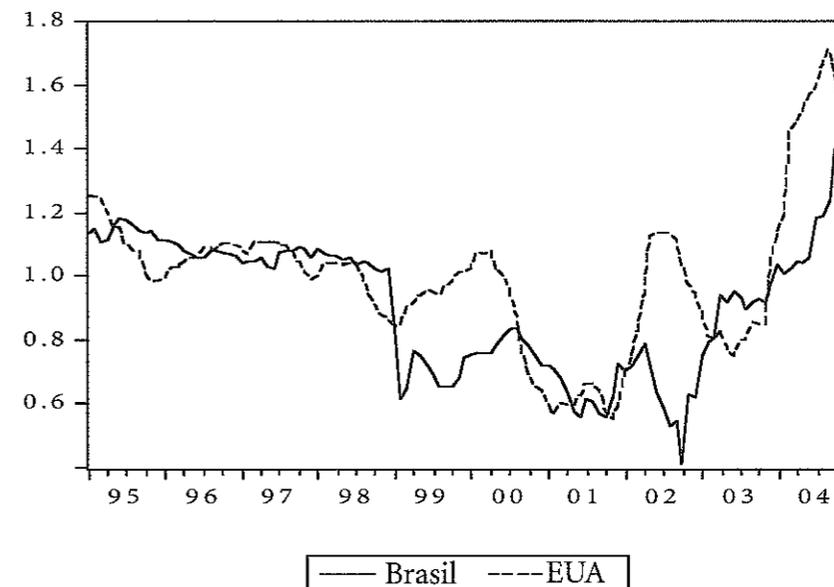
Isso também significa que se esses mercados se revelarem geograficamente integrados internacionalmente, provavelmente os mercados dos outros produtos siderúrgicos, por serem mais abertos ao comércio exterior, teriam uma grande chance de o serem também.

A seguir apresentam-se os preços dos produtos siderúrgicos em dólares norte-americanos, deflacionados e transformados em logaritmos. Dispõe-se de observações mensais desde 1995:1 até 2004:12, completando 10 anos de extensão. O exame visual das séries permite perceber que o comportamento de longo prazo das séries é similar, mesmo que no curto prazo diverjam, como é o caso para partes dos anos de 2002 e 2003.

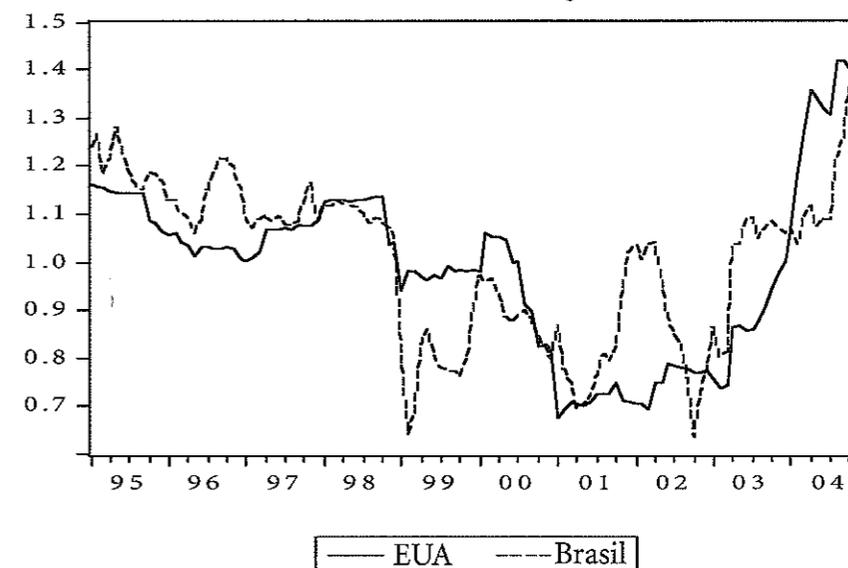
Preço de bobinas a frio no Brasil e EUA  
(deflacionado e em logaritmo)



Preço de bobinas a quente no Brasil e EUA  
(deflacionado e em logaritmo)



Preço do vergalhão no Brasil e EUA  
(deflacionado e em logaritmo)



A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de uma raiz unitária para os preços reais de produtos siderúrgicos. São reportados os resultados dos testes KPSS e Phillips-Perron. Os resultados dos testes fornecem evidência inequívoca de que todas as séries de preços siderúrgicos testadas possuem uma raiz unitária.<sup>23</sup> A hipótese foi testada diretamente – teste de Phillips-Perron –, sem ser rejeitada nenhuma vez aos níveis de significância usuais. Para o teste KPSS, a hipótese de estacionariedade das séries é rejeitada ao nível de 5% de significância todas as vezes. Conclui-se, pois, em favor da presença de uma raiz unitária em todas as séries de preço investigadas.

**Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária em Séries de Preços de Produtos Siderúrgicos por Tipo (deflacionadas e em logaritmo)**

Tipo de Produto	Estatística KPSS H <sub>0</sub> : Estacionariedade	Estat. Phillips-Perron H <sub>0</sub> : Há Raiz Unitária	Conclusão
Bobinas a Frio – Mercado Doméstico	0.223649**	-0.303039	Há uma raiz unitária
Bobinas a Quente – Mercado Doméstico	0.249780**	0.508340	Há uma raiz unitária
Vergalhão – Mercado Doméstico	0.277053**	-1.156203	Há uma raiz unitária
Bobinas a Frio – Mercado Externo	0.194556*	-1.448695	Há uma raiz unitária
Bobinas a Quente – Mercado Externo	0.194144*	-1.398493	Há uma raiz unitária
Vergalhão – Mercado Externo	0.179440*	0.068416	Há uma raiz unitária

Notas: (1) Todas as séries de preço aqui testadas foram deflacionadas pelo índice de preço ao produtor dos EUA. (2) No teste KPSS de Kwiatkowski et alii (1992), a hipótese nula (H<sub>0</sub>) é de não existência de raiz unitária. No teste de Phillips e Perron (1988) a hipótese nula (H<sub>0</sub>) é de existência de uma raiz unitária. (3) Os símbolos (\*) e (\*\*) representam a rejeição da hipótese nula (que varia dependendo do teste) aos níveis de significância de 5 e 1%, respectivamente.

A seguir, a Tabela 4 apresenta os testes de raiz unitária para os diferenciais de preços em forma logarítmica, i.e., para

$$\ln(P_t^1) - \ln(P_t^2) = \ln\left(\frac{P_t^1}{P_t^2}\right)$$

<sup>23</sup> Antes de testar uma raiz unitária para os preços de produtos siderúrgicos, testamos a existência de duas raízes unitárias, o que foi rejeitado com grande confiança.

**Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária em Séries de Razão de Preços Doméstico e Externo de Produtos Siderúrgicos por Tipo (em logaritmo)**

Tipo de Produto	Estatística KPSS H <sub>0</sub> : Estacionariedade	Estat. Phillips-Perron H <sub>0</sub> : Há Raiz Unitária	Conclusão
Bobinas a Frio	0.310521	-3.041083*	Não há raiz unitária
Bobinas a Quente	0.308590	-3.092520*	Não há raiz unitária
Vergalhões	0.123953	-2.833614	Não há raiz unitária

Notas: (1) A diferença logarítmica de preços em termos reais é idêntica à diferença logarítmica de preços em bases nominais, pois o deflator se cancela no cômputo da diferença dos logs dos preços. (2) No teste KPSS de Kwiatkowski et alii (1992), a hipótese nula (H<sub>0</sub>) é de não existência de raiz unitária. No teste de Phillips e Perron (1988), a hipótese nula (H<sub>0</sub>) é de existência de uma raiz unitária. (3) Os símbolos (\*) e (\*\*) representam a rejeição da hipótese nula (que varia dependendo do teste) aos níveis de significância de 5 e 1%, respectivamente.

Novamente, foram usados os testes KPSS e Phillips-Perron. Para os mercados de bobinas a quente e a frio, as conclusões são inequívocas: o teste de Phillips-Perron rejeita a presença de uma raiz unitária, e o teste KPSS não rejeita estacionariedade da diferença dos preços em logaritmos. Logo, conclui-se que há co-integração entre preços internos e externos. Nesse caso, o componente permanente dos preços internos e externos é idêntico, o que é evidência em favor da integração geográfica desses mercados. Para o mercado de vergalhões, ao nível de significância de 5%, o teste de Phillips-Perron indica a presença de uma raiz unitária, enquanto o teste KPSS não rejeita a estacionariedade. Vale notar que o p-valor do teste Phillips-Perron é de 5,6%. Portanto, em qualquer nível de significância acima de 5,6% rejeita-se a presença de uma raiz unitária. Para dirimir a dúvida usamos o teste ADF, que também rejeita a existência de uma raiz unitária a 5% de significância.

Por fim, concluímos que há integração geográfica entre os mercados doméstico e internacional dos produtos siderúrgicos examinados. De acordo com os argumentos anteriores, é provável que essa propriedade também se estenda a todos os outros mercados de produtos siderúrgicos.

## 6. Efeitos sobre o bem-estar doméstico de um aumento hipotético do preço do minério de ferro no mercado internacional

De acordo com as evidências expostas anteriormente, os mercados de minério de ferro (finos, granulados e em pelotas) brasileiros são integrados geograficamente com o mercado global. Isto significa que os preços FOB mina para os consumidores domésticos (as usinas siderúrgicas nacionais) mantêm uma razão com os preços FOB porto pagos pelos importadores estrangeiros, que é constante no longo prazo. Apesar de serem possíveis flutuações de curto

prazo dessa razão, estas não são permanentes. Após um choque qualquer que seja capaz de afastar momentaneamente o preço doméstico do de exportação, forças de mercado atuam para alinhá-los de volta à razão fixa de longo prazo.

A inserção dos mercados domésticos no âmbito internacional provavelmente significa que as operações não concedem à CVRD qualquer capacidade de aumentar seus preços, em face da rivalidade das concorrentes globais. No entanto, a competição no mercado global também permite a realização de uma estimativa dos efeitos de bem-estar de um eventual aumento não transitório de preços, com base em uma metodologia universalmente adotada na análise antitruste. É o que se passa a descrever a seguir.

### 6.1 Efeitos domésticos de concentrações em um mercado internacional

O nível de bem-estar no mercado de um determinado produto é medido pelo excedente total gerado no mercado. O excedente total sumariza o valor gerado para a economia como um todo pelo funcionamento do mercado. O excedente total, por sua vez, corresponde à soma do excedente do consumidor com o excedente do produtor.

O julgamento de concentrações horizontais pela regra da razão considera o balanço entre os impactos sobre o excedente do consumidor e o excedente do produtor que possam resultar da aquisição de poder de mercado, incluindo a eventual redução de custos de produção decorrentes de ganhos de eficiência proporcionados pela operação.

É resultado notório sobre os efeitos de concentrações horizontais que concentrações que não geram ganhos de eficiência reduzem o excedente do consumidor, porque geram aumento do preço. Portanto, um aumento suficiente dos lucros ou uma redução dos custos são necessários para que uma concentração não reduza o excedente total. A possibilidade de uma concentração horizontal gerar ganhos de bem-estar aumenta, contudo, quando o mercado em questão tem âmbito geográfico internacional e o país exporta o produto, mesmo na ausência de ganhos de eficiência.

Quando a operação ocorre em um mercado integrado em âmbito geográfico internacional, qualquer aumento não transitório de preço eventualmente gerado pela concentração ocorre no mercado internacional como um todo. Se o país é exportador, ainda que os impactos sobre o excedente do consumidor doméstico permaneçam no balanço dos efeitos de bem-estar, existe um aumento extraordinário do excedente do produtor doméstico devido ao aumento dos lucros das firmas realizados na exportação. A contrapartida desse aumento de lucro na exportação, contudo, incide somente sobre o excedente dos consumidores estrangeiros.

O critério de maximização de bem-estar no interesse estritamente doméstico não é estranho à prática antitruste internacional. Muito pelo contrário, quando não é explícito, é implicitamente adotado pela legislação de muitos países.<sup>24</sup> Por um critério antitruste que contemple estritamente os interesses nacionais, o exame de concentrações em mercados relevantes internacionais que possam aumentar o preço das exportações deve levar em conta a transferência de lucros de consumidores estrangeiros para firmas domésticas a seu favor.

### 6.2 O "efeito externo"

A estimativa dos impactos de uma concentração horizontal sobre o excedente total no mercado é geralmente dificultada pelo notório problema de se medir os ganhos de eficiência gerados especificamente pelas sinergias da operação. Com essa questão em vista, Farrell e Shapiro (1990) desenvolvem uma condição de suficiência para que uma concentração horizontal aumente o excedente total no mercado de um produto homogêneo, no contexto de um oligopólio de Cournot.

Farrell e Shapiro (1990) provam que, em competição de Cournot, os lucros de todas as firmas que competem no mercado aumentam em decorrência de uma concentração horizontal que provoca um aumento no preço do produto. Também mostram como calcular o sinal da diferença entre o aumento do lucro das firmas que não participam da operação (*outsiders*) e a redução do excedente do consumidor<sup>25</sup> em decorrência do suposto aumento do preço do produto. Essa diferença, denominada "efeito externo" da concentração, corresponde logicamente à variação do excedente total (o nível de bem-estar gerado no mercado), deduzida do aumento do lucro das firmas envolvidas na operação de concentração (*insiders*). Como o lucro das firmas envolvidas na operação supostamente deve aumentar em decorrência da operação (do contrário a operação não lhes

<sup>24</sup> Nos países da Comunidade Européia em geral, como Espanha, França, Reino Unido, Holanda, Suécia e Bélgica, operações que geram grandes ganhos de lucros com exportações podem ser aprovadas se não há prejuízo considerável para os consumidores domésticos. Na Alemanha e na Irlanda, firmas que são grandes exportadoras têm permissão legal até mesmo para atuarem conjuntamente de forma coordenada nos mercados externos. No Japão, o MITI tem poder de conceder isenção antitruste para cartéis de exportação. Os EUA também permitem cartéis de exportação, nas condições descritas pelo Webb-Pomerene Act de 1918, que autoriza a associação de firmas em uma indústria para exportarem através de uma agência comercial comum. Ver Levinsohn (1994).

<sup>25</sup> Ver Farrell e Shapiro (1990).

interessaria), um sinal positivo para o "efeito externo" de uma concentração é uma condição suficiente para indicar um aumento do excedente total.

É importante salientar que essa condição de suficiência não incorpora os ganhos de lucros que as próprias empresas envolvidas nas operações supostamente auferem, já que disso depende seu interesse nas operações. Em particular, se a condição é atendida, pode-se garantir que o excedente total na economia doméstica aumenta, independentemente dos eventuais ganhos de eficiências produzidos pelas operações.

Barros e Cabral (1994) estendem o critério do sinal do "efeito externo" para a avaliação dos efeitos de concentrações horizontais entre firmas de vários países que atuam em um mercado internacional. Em particular, a extensão de Barros e Cabral serve para calcular o "efeito externo" de uma concentração entre firmas que atuam em um mercado doméstico exportador, integrado geograficamente ao mercado internacional.<sup>26</sup> Nesse caso, o cômputo do "efeito externo" considera, por um lado, a redução do excedente do consumidor doméstico e, por outro, o aumento dos lucros das firmas domésticas que não participam da operação tanto nas vendas domésticas quanto nas exportações.

### 6.3 Estimativas para o sinal do "efeito externo"

O modelo de Barros e Cabral (1994) supõe que as firmas competem não cooperativamente no mercado internacional em competição de Cournot. A hipótese de competição de Cournot é geralmente adotada para modelar mercados de bens homogêneos em que as firmas tomam decisões de produção com prazos alongados, em função da necessidade de investimentos que determinam a capacidade de produção.<sup>27</sup> A hipótese é adequada ao mercado de minério de ferro, onde a capacidade de produção das minas é função do investimento prévio no acesso e preparo das jazidas.

A parametrização do modelo de Cournot empregado aqui para representar o mercado mundial de minério de ferro foi empreendida a partir de combinações de hipóteses sobre as formas funcionais assumidas pela função de demanda mundial de minério de ferro e pelas funções de custo das firmas. Além disso, são também necessários dados sobre as participações da produção das firmas domésticas na produção mundial e de consumo doméstico no consumo mundial. Finalmente, tendo em vista a indisponibilidade dos dados

<sup>26</sup> Nesse caso, considera-se que os preços do produto homogêneo mantêm-se proporcionais nos vários países no longo prazo, diferindo entre si apenas por fatores constantes que refletem os custos de transação e transporte internacional.

<sup>27</sup> Ver Kreps e Scheinkman (1983).

requeridos ao nível de desagregação dos mercados relevantes de minério de ferro fino, granulado e em pelotas, as estimativas do "efeito externo" foram realizadas considerando-se o mercado de minério de ferro como um todo, isto é, agregando-se os minérios finos, granulados e em pelotas em um único mercado de produto.

De acordo com Barros e Cabral,<sup>28</sup> um aumento (diferencial) de preço no mercado mundial aumenta o excedente total no mercado do país  $k$  se:

$$d_k - s_k + s_I - \sum_{j \in O_k} \lambda_j s_j < 0,$$

onde

$d_k$  é a participação da demanda total do país  $k$  na demanda mundial,

$s_k$  é a participação da oferta total do país  $k$  na oferta mundial,

$s_I$  é a participação da oferta conjunta das firmas em concentração na oferta mundial,

$O_k$  é o conjunto das firmas do país  $k$  que não participam da operação (*outsiders*),

$\lambda_j$  é o simétrico da variação da quantidade produzida pela firma  $j$  em resposta a um aumento da oferta mundial, ou seja, se  $q_j$  é a produção da firma  $j$  e  $Q$  é a oferta mundial,  $\lambda_j = -\frac{dq_j}{dQ}$ .

É possível provar que  $0 < \lambda_j < 1$  se os custos marginais das firmas são não decrescentes, e a demanda é suficientemente convexa. Farrell e Shapiro (1990) calculam o valor de  $\lambda_j$  para algumas combinações de especificações funcionais freqüentemente empregadas para as funções de custo e de demanda:

a) Demanda linear e custos constantes:  $\lambda_j = 1$

b) Demanda linear e custos quadráticos:  $\lambda_j = \frac{s_j}{\epsilon}$

c) Demanda com elasticidade-preço constante e custos constantes:

$$\lambda_j = 1 - s_j \left( 1 + \frac{1}{\epsilon} \right)$$

Onde  $\epsilon$  é o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda por minério de ferro.

<sup>28</sup> Proposição 2 à p. 1048, em Barros e Cabral (1994).

Na fórmula para o sinal do efeito externo,  $s_j$  representa a participação do conjunto de firmas envolvidas na operação, sejam todas elas firmas domésticas (do país  $k$ ) ou não. No caso específico em que todas as firmas em concentração estejam sediadas no país  $k$ , é conveniente definir a participação da produção conjunta das firmas domésticas não envolvidas na operação (*outsiders*) na produção mundial como  $s_k^o = s_k - s_j$ .

Com essa definição e substituindo os valores de  $\lambda_j$  correspondentes a cada uma das três combinações de especificações funcionais descritas pelas combinações de hipóteses (a), (b) e (c) acima, podem-se calcular fórmulas que estimam o sinal do “efeito externo” para os três casos, como segue:

a) Para o caso de demanda linear e custos constantes, o “efeito externo” é positivo se e somente se:

$$2s_k^o - d_k > 0$$

b) Para o caso de demanda linear e custos quadráticos, o “efeito externo” é positivo se e somente se:

$$s_k^o - d_k + \frac{1}{\epsilon} \sum_{j \in O_k} s_j^2 > 0$$

c) Para o caso de demanda com elasticidade-preço constante e custos constantes, o “efeito externo” é positivo se e somente se:

$$2s_k^o - d_k - \left(1 + \frac{1}{\epsilon}\right) \sum_{j \in O_k} s_j^2 > 0$$

Os testes foram realizados com dados para os anos de 2000 (que incorporam os efeitos das aquisições da Socoimex e da Samitri) e de 2001 (que incorporam os efeitos das aquisições da Ferteco e da MBR). Com isso, é possível verificar os efeitos sobre o bem-estar econômico de cada dupla de operações, separadamente. O sinal do “efeito externo” correspondente ao ano de 2001 representa a avaliação do efeito final das operações sobre o excedente total.

Os requerimentos de dados para a obtenção de estimativas do sinal do “efeito externo” são distintos para cada uma das três combinações de formas funcionais de (a), (b) e (c).

Para realizar o teste no caso (a), são necessários apenas dados de participação da produção total das firmas brasileiras concorrentes da CVRD na produção mundial ( $s_k^o$ ) e de participação do consumo total brasileiro no consumo mundial ( $d_k$ ).

As participações  $s_k^o$  e  $d_k$  foram calculadas diretamente a partir de dados de produção da CVRD e coligadas (que incluíam Socoimex e Samitri em 2000, e

Socoimex, Samitri, Ferteco e MBR em 2001), produção total brasileira e exportação brasileira. Assim,  $d_k$  foi calculado como o consumo aparente nacional (diferença entre produção e exportação) dividido pela produção mundial, em cada ano. A participação  $s_k^o$  foi calculada como a diferença entre a produção nacional e a produção da CVRD e coligadas, dividida pela produção mundial, em cada ano.

Para realizar o teste nos casos (b) e (c), além dos dados requeridos para o caso (a), são também necessários dados desagregados de participação da produção individual das firmas brasileiras concorrentes da CVRD na produção mundial ( $s_j$ ) e uma estimativa da elasticidade-preço da demanda pelo produto ( $\epsilon$ ).

Dada a indisponibilidade de dados de produção individual das firmas brasileiras concorrentes da CVRD em 2000 e 2001, obteve-se uma estimativa das participações individuais das concorrentes da CVRD na produção mundial em 2000 e 2001 por extrapolação dos seus *market shares* na produção doméstica em 1999. A quantidade total de minério de ferro produzida pelas concorrentes domésticas da CVRD e coligadas nos anos de 2000 e 2001 foi distribuída pelas concorrentes remanescentes em cada ano na mesma proporção dos seus *market shares* da produção total do Estado de Minas Gerais em 1999.<sup>29</sup>

Quanto à estimativa empírica empregada para a elasticidade-preço da demanda  $\epsilon$ , foram encontrados na literatura<sup>30</sup> os valores de 0,15 e 0,18, ambos referentes à demanda de minério de ferro como um todo (agregando finos, granulados e pelotas). Para efeito dos valores apresentados, foi utilizado o valor (absoluto) maior, de 0,18, que tende a produzir resultados mais desfavoráveis à operação. Os cálculos também foram realizados para o valor de 0,15, sem mudança qualitativa dos resultados.

Os valores das estimativas com as quais se avaliou o sinal do “efeito externo” das operações em 2000 e 2001 estão resumidos na tabela a seguir.

Variável	2000	2001
$s_k^o$	0,116	0,065
$d_k$	0,077	0,069
$\epsilon$	0,18	0,18
$\sum_{j \in O_k} s_j^2$	0,0033	0,0011

<sup>29</sup> Ver Lamoso (2001), Tabela 3. A grande maioria da produção de minério de ferro por concorrentes da CVRD se dava no Estado de Minas Gerais no ano de 1999 e isto não parece ter mudado em 2000 e 2001.

<sup>30</sup> Ver comentário à p. 117 e referências na nota 17 em Lundmark e Nilsson (2004).

A partir das estimativas acima, os cálculos resultaram nos seguintes valores, produzidos para cada combinação de especificações funcionais de demanda e custos e para cada ano.

Especificação funcional para demanda e custos	Fórmula para avaliação do sinal do "efeito externo"	Valor calculado	
		2000	2001
(a) Demanda linear e custos constantes	$2s_k^o - d_k$	0,155	0,061
(b) Demanda linear e custos quadráticos	$s_k^o - d_k + \frac{1}{\varepsilon} \sum_{j \in O_k} s_j^2$	0,058	0,002
(c) Demanda de elasticidade constante e custos constantes	$2s_k^o - d_k - \left(1 + \frac{1}{\varepsilon}\right) \sum_{j \in O_k} s_j^2$	0,134	0,054

Todos os sinais encontrados para o "efeito externo" foram positivos. Isso significa que, considerando-se a hipótese de que os concorrentes domésticos da CVRD individualmente mantivessem em 2000 e 2001 as participações que detinham em 1999 da produção doméstica excluindo a CVRD, sob quaisquer das combinações de especificações funcionais testadas, o modelo de Cournot prevê um aumento do excedente total no mercado doméstico. Deve-se observar que os sinais não se alteram quando se emprega o valor de elasticidade-preço da demanda igual a 0,15 em lugar de 0,18.

## 7. Conclusões

As operações pelas quais a CVRD adquiriu participações integrais ou majoritárias no capital das mineradoras brasileiras Socoimex, Samitri, Ferteco e MBR entre 2000 e 2001 foram alvo de um detalhado escrutínio pela SDE e pelo CADE. Neste artigo, argumentamos que, apesar dos esforços no levantamento de informações empíricas, estas não foram suficientes para oferecer uma conclusão segura sobre a definição dos mercados relevantes geográficos atinentes, com conseqüências importantes para o desenlace do julgamento dos efeitos concorrenciais das operações.

Algumas restrições foram impostas como condição para a aprovação das operações pelo CADE, com base no convencimento de que os mercados de minério de ferro e de produtos siderúrgicos teriam âmbito geográfico doméstico. Nesse âmbito restrito, o acréscimo de participação adquirido pela CVRD foi considerado como indício de aumento da sua capacidade de exercício unilateral de poder de mercado nos mercados domésticos, com prejuízo à concorrência.

No entanto, este artigo mostra que uma série de evidências incompatíveis com essa definição, levantadas com o emprego de metodologias econométricas reconhecidamente mais robustas do que as utilizadas pela SDE, indicam que aqueles mercados são geograficamente integrados aos respectivos mercados internacionais.

Com mercados relevantes geográficos internacionais para os produtos siderúrgicos, qualquer exercício de poder de mercado adquirido pela CVRD nos mercados domésticos de minério de ferro não poderia ter impacto no preço dos produtos siderúrgicos ao consumidor final. Mesmo que os mercados relevantes geográficos de minério de ferro fossem os da região Sudeste, as conseqüências das concentrações limitar-se-iam a uma transferência de margens entre mineradoras e siderúrgicas, com efeitos incertos sobre o excedente total nos mercados e sem impactos sobre o excedente do consumidor.

Por sua vez, sendo os mercados relevantes geográficos de minério de ferro de âmbito internacional, provavelmente as concentrações não concederiam à CVRD nenhuma capacidade ou incentivo adicionais de exercício de poder de mercado, não tendo conseqüências, portanto, para o consumidor final. Além disso, ainda que se pudesse considerar a possibilidade de que as operações tivessem aumentado significativamente o poder de mercado da CVRD no mercado internacional, o exercício dessa capacidade poderia ocorrer em favor do bem-estar total nos mercados nacionais.

De fato, considerando-se a hipótese improvável de que as operações em tela tivessem a capacidade de aumentar os preços nos mercados internacionais de minério de ferro, uma simulação dos efeitos desse aumento comprova o benefício. Com o auxílio de um modelo devidamente parametrizado da competição estratégica no mercado internacional, calcula-se que apenas o ganho de lucros das concorrentes domésticas da CVRD, que incluem os lucros de exportações, mais do que compensam a eventual redução do excedente dos consumidores domésticos, aumentando inequivocamente o excedente total nos mercados.

## Bibliografia

- Baker, J. B. (1987). "Why price correlations do not define antitrust markets: on econometric algorithms for market definition". Federal Trade Commission, Bureau of Economics, Working Paper n. 149.
- Baker, J. B.; Bresnahan, T. F. (1985). "The gains from mergers or collusion in product-differentiated industries". *Journal of Industrial Economics*, 33 (4), p. 427-444.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. (1988). "Estimating the residual demand curve facing a single firm". *International Journal of Industrial Organization*, 6, p. 283-300.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. (1992). "Empirical methods of identifying and measuring market power". *Antitrust Law Journal*, 61 (1), p. 3-16.

- Barros, Pedro P.; Cabral, Luís (1994). "Merger policy in open economies". *European Economic Review*, 38.
- Bernanke, Ben (1986). "Alternative explanations of the money-income correlation". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, p. 49-100.
- Bresnahan, T. F. (1989). "Empirical studies of industries with market power." In: Schmalensee, R.; Willig, R. D. (Ed.). *Handbook of industrial organization*. Amsterdam: North-Holland. p. 1011-1057.
- Campbell, J.; Shiller, R. (1987). "Cointegration and tests of present value models". *Journal of Political Economy*, v. 95, n. 5, p. 1062-1088.
- Croux, Christophe; Forni, Mario; Reichlin, Lucrezia (2001). "A measure of comovement for economic variables: theory and empirics". *Review of Economics and Statistics*, 83, p. 232-241.
- Cuddington, John T.; Zhongmin, Wang (1999). "Statistical analyses of the geographic market delineation with an application to the U.S. natural gas markets". Mimeo: George Washington University.
- Dickey, David A.; Fuller, Wayne A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, v. 74(366), p. 427-431.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, v. 49(4), p. 1057-1072.
- Elliott, G.; Rothenberg, T. J.; Stock, J. H. (1996). "Efficient tests for an autoregressive unit root". *Econometrica*, v. 64, p. 813-836.
- Engle, R. F.; Granger, C. W. J. (1987). "Cointegration and Error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, v. 55, p. 251-276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F.; Richard, J. F. (1983). "Exogeneity", *Econometrica*, v. 55, p. 277-304.
- European Commission (1997). "Commission notice on the definition of the relevant market for the purposes of Community competition law". *Official Journal* 9/12/97, OJ C372.
- Farrell, J.; Shapiro, Carl (1990). "Horizontal mergers: an equilibrium analysis". *American Economic Review*, v. 80, n. 1, march 1990.
- Federal Trade Commission; US Department of Justice (1992). *Horizontal Merger Guidelines*. Washington, DC: FTC/DOJ.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. (2000). *Antitrust guidelines for collaborations among competitors*. Washington, DC: FTC/DOJ.
- Forni, M. (2004). "Using stationarity tests in antitrust market definition". *American Law and Economics Review*, v. 6, n. 2.
- Franco Neto, A. A. M. (2003). "Parecer técnico sobre o Ato de Concentração n. 08012.004904/00 - 97, aquisição da Manah S/A pelo grupo Bunge".

- Froeb, Luke M.; Werden, Gregory J. (1991). "Residual demand estimation for market delineation: complications and limitations", *Review of Industrial Organization*, v. 6, p. 33-48.
- Gonzalo, J. (1994). "Five alternative methods of estimating long run relationships". *Journal of Econometrics*, v. 60, p. 203-233.
- Gonzalo, J.; Lee, T. (1998). "Pitfalls in testing for long run relationships". *Journal of Econometrics*, v. 86, p. 129-154.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods". *Econometrica*, v. 37, p. 424-438.
- \_\_\_\_\_. (1986). "Developments in the study of cointegrated economic variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 48, p. 213-228.
- Granger, C. W. J.; Newbold, P. (1974). "Spurious regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, v. 26, p. 1045-1066.
- Haldrup, N. (2003). "Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant geographical market in competition analyses. Appendix 4". In: *The internal market and the relevant geographical market. The impact of the single market programme on the delineation of the relevant geographical market*. Brussels: Enterprise DG. Disponível em <http://europa.eu.int/comm/enterprise/library/lib-competition/lib-competition.html>.
- Hall, S. G.; Robertson, D.; Wickens, M. R. (1992). "Measuring convergence of the EC Economies". *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 60, p. 99-111.
- Hansen, B. (1995). "Rethinking the univariate approach to unit root testing". *Econometric Theory*, v. 11, p. 1148-1171.
- Hendry, D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Horowitz, Ira (1981). "Market definition in antitrust analysis: a regression based approach". *Southern Economic Journal*, 48, p. 1-16.
- Issler, J. V.; Franco Neto, A. A. M. (2003). "Testes econométricos de hipóteses sobre integração de mercados relevantes geográficos usando apenas dados de preços". Parecer Técnico sobre o Ato de Concentração n. 08012.004904/00 - 97, apresentado ao CADE, na operação de compra da Manah S/A pelo Grupo Bunge.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian vector autoregressions". *Econometrica*, v. 59-66, p. 1551-1580.
- \_\_\_\_\_. (1992). "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis". *Journal of Econometrics*, v. 52(3), p. 389-402.
- \_\_\_\_\_. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S.; Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210.
- Judge, G. et al. (1985). *The theory and practice of econometrics*. New York: John Wiley & Sons.

- Keating, John W. (1996). Structural information in recursive VAR orderings. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20, p. 1.557-1.080, Sept.
- Koop, Gary; Pesaran, M. Hashem; Potter, Simon M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74, p. 119-147, Mar.
- Kreps, D.; Scheinkman, J. (1983). "Quantity pre-commitment and Bertrand competition yield Cournot outcomes". *Bell Journal of Economics*, 14.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Y. Shin (1992). "Testing the Null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?" *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159-178.
- Lamoso, Lisandra P. *A exploração de minério de ferro no Brasil e no Mato-Grosso do Sul*. Tese apresentada ao Departamento de Geografia, da Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras da Universidade de São Paulo, 2001. Disponível em: <www.teses.usp.br/teses/disponiveis/8/8136/tde-27072001-1952/publico/lamoso.pdf>.
- Levinsohn, James (1997). "Competition policy and international trade". In: Bhagwati, Jagdish; Hudec, Robert E. (Ed.). *Fair trade and harmonization: prerequisites for free trade?* The MIT Press. v. 1 - Economic Analysis.
- Lundmark, Robert; Nilsson, Mats (2003). "What do economic simulations tell us? Recent mergers in the iron ore industry". *Resources Policy*, 29.
- Maddala, G. S. (2001). *Introduction to Econometrics*. 3. ed. New York: Wiley Publishers.
- Obstfeld, Maurice; Taylor, Alan M. (1997a). "Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited". *Journal of the Japanese and International Economics*, 11, p. 441-479;
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. (1997b). "Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited". NBER working paper n. 6053.
- Office of Fair Trading (1998). *Market definition*. London: OFT
- \_\_\_\_\_. (1999). "Quantitative techniques in competition analysis", Research Paper 17.
- Nielsen, C. K.; Mollgaard, H. P.; Overgaard, P. B.; Haldrup, N. (2003). *The internal market and the relevant geographical market: the impact of the completion of the Single Market Programme on the definition of the geographical market*. European Commission. Disponível em: <http://europa.eu.int/comm/enterprise/library/lib-competition/libr-competition.html>.
- Perron, P. (1995). *Lecture notes*. mimeo, Université de Montreal.
- Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol (1998). "Impulse response analysis in linear multivariate models". *Economics Letters*, 58, p. 17-29.
- Phillips, P.; Perron, P. (1988) "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, v. 75, p. 335-346.
- Posner, Richard (1976). *Antitrust law. An economic perspective*. Chicago: University of Chicago Press.
- Rogoff, K. (1996). "The purchasing power parity puzzle". *Journal of Economic Literature*, 34 (june), p. 647-668.

- Rubin, Jonathan L. (2004). "Cointegration and antitrust: a primer". *Economics Committee Newsletter*, v. 4, n. 1, p. 10-19.
- Secretaria de Direito Econômico (2005). "Parecer sobre os Atos de Concentração n. 08012.000640/2000-09, 08012.001872/2000-76, 08012.002838/2001-08, e 08012.002962/2001-65".
- Sherwin, Robert A. (1993). "Comments on Werden and Froeb - correlation, causality and all that jazz". *Review of Industrial Organization*, 8, p. 355-358.
- Shiller, R.; Perron, P. (1985). "Testing the random walk hypothesis: power vs. frequency of observations". *Economics Letters*, v. 18, p. 381-386.
- Sims, Chris (1980). "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48, p. 1-48.
- US Department of Justice and Federal Trade Commission (1992). *Horizontal Merger Guidelines*.
- Walls, David W. (1994a). "A cointegration rank test of market linkages with an application to the US natural gas industry". *Review of Industrial Organization*, 9, p. 181-191.
- \_\_\_\_\_. (1994b). "Price convergence across natural gas fields and city markets". *The Energy Journal*, 15 (4), p. 37-49.
- \_\_\_\_\_. (1995). "Competition, prices and efficiency in the deregulated gas pipeline network: a multivariate cointegration analysis". *The Journal of Energy and Development*, 19 (1), p. 1-14.
- Werden, Lawrence J. (2000). "Present at the beginning of a new era for antitrust: reflections on 1982-1983". *Review of Industrial Organization*, v. 16, p. 211-218.