

Mudanças na rentabilidade da siderurgia brasileira após a privatização: a influência de eventos exógenos*

Marcelo Pinho[§]
Mauricio Ribeiro do Valle[⌘]

ABSTRACT

The Brazilian experience with the privatization policy is already long enough to allow an evaluation of its results, at least for the sectors in which privatization began earlier, such as steel industry. Fast and considerable improvement in the financial performance of this industry has been used as evidence that the efficiency goals were achieved. Nevertheless, a qualitative analysis of the privatization impacts in this industry's structure and competition (Pinho & Silveira, 1998) suggests that exogenous events contributed strongly to the steel companies results. This paper intends to evaluate quantitatively the importance of these factors on the largest steel privatized companies. Therefore, it will be developed a methodology to analyze the problem, which will be applied on the available information.

Key words: privatization, financial performance, steel industry.

RESUMO

Instituído em 1990, o Programa Nacional de Desestatização (PND) já tem uma experiência suficientemente longa para que se dê início à avaliação de suas conseqüências, ao menos naqueles setores submetidos mais cedo à privatização, como é o caso da siderurgia. A rápida e substancial melhoria dos indicadores financeiros nesta indústria tem sido empregada como evidência de cumprimento dos objetivos de ampliação da eficiência. Contudo, uma avaliação qualitativa dos impactos da privatização sobre a estrutura industrial e a dinâmica competitiva do setor (Pinho & Silveira, 1998) sugere que eventos exógenos à desestatização exerceram influência decisiva sobre as condições de rentabilidade das empresas. O objetivo deste artigo é precisamente avaliar quantitativamente a importância de fatores desse tipo na evolução da rentabilidade das maiores siderúrgicas privatizadas. Para tanto, desenvolve-se uma metodologia de análise do problema e, em seguida, aplica-se essa metodologia com base nas informações disponíveis.

Palavras-chave: privatização, desestatização, rentabilidade, siderurgia.

JEL classification: L61.

* Os autores gostariam de expressar seu agradecimento a pessoas e instituições que colaboraram para a obtenção dos balanços das empresas, fontes básicas para os dados utilizados neste artigo: a FIPECAFI (Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras), a DIESP/FUNDAP (Diretoria de Economia do Setor Público da Fundação do Desenvolvimento Administrativo) e as próprias empresas. É indispensável registrar, em particular, a gentileza com que Luís Fernando Novaes atendeu nossa solicitação de acesso aos arquivos do DIESP/FUNDAP. Por outro lado, somos gratos também a Marcos F. Resende e a dois pareceristas anônimos, que contribuíram para o aperfeiçoamento do conteúdo deste artigo, mas evidentemente não são responsáveis por quaisquer erros e incorreções remanescentes.

§ Do Departamento de Engenharia de Produção da Universidade Federal de São Carlos (DEP/UFSCar).

⌘ Do Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, campus de Ribeirão Preto (FEA-USP/RP).

1 Introdução

O Programa Nacional de Desestatização (PND), marco efetivo de um programa de privatização de largo alcance no Brasil, foi instituído em 1990. Sua experiência já é, portanto, suficientemente longa para que se possa dar início a um esforço de avaliação de suas conseqüências, pelo menos naqueles setores que foram atingidos mais cedo pela privatização.

A melhoria dos indicadores econômico-financeiros estampada nos demonstrativos contábeis tornados públicos pelas empresas siderúrgicas tem sido empregada, tanto na literatura acadêmica quanto na imprensa em geral, como evidência de que os objetivos de ampliação da eficiência foram atingidos não apenas de forma ampla mas também muito rapidamente. Com base nesses dados, Faria e Campelo Jr. (1996, p. 28-29), por exemplo, sustentam que “*o desempenho das empresas siderúrgicas privatizadas entre 1992 e 1995 pode ser considerado excelente*” e que “*os resultados positivos [da privatização] surpreenderam até os mais céticos.*” Avançando um pouco mais, Simonsen (1995, p. 13, *apud* Nunes & Nunes, 1998, p. 203) argumenta que, a partir da transferência de controle para investidores privados, “*essas empresas passaram a lucrar mais e aumentar seus investimentos.*”

Com efeito, a comparação das cifras registradas nos balanços das seis maiores siderúrgicas outrora estatais em 1990, antes da privatização, e em 1994, imediatamente após, revela uma autêntica reviravolta nos principais indicadores de *performance*. De acordo com as informações da Tabela 1, o lucro líquido desse conjunto de empresas alcançou cerca de US\$ 1 bilhão em 1994, em forte contraste com os US\$ 2,2 bilhões de prejuízos acumulados em 1990. A geração operacional de recursos, as despesas financeiras e o endividamento bruto apresentam evolução igualmente marcante.

Um artigo anterior (Pinho & Silveira, 1998), que examinou os impactos da privatização sobre os principais elementos da estrutura industrial e da dinâmica concorrencial do setor siderúrgico, sugere, contudo, que uma série de eventos exógenos à desestatização devem ter exercido influência sobre as condições de rentabilidade das empresas. O propósito deste artigo é precisamente avaliar a importância relativa de fatores desse tipo na evolução da rentabilidade das seis maiores empresas siderúrgicas privatizadas, as quais constituíam o núcleo caracteristicamente estatal da siderurgia brasileira.

Tabela 1
Evolução do Desempenho Econômico-Financeiro das
Siderúrgicas Integradas Privatizadas
Em US\$ milhares de 31.12.1994

Item	Período	CSN	Cosipa	Açominas	Acesita	CST	Usiminas	Total
Lucro Líquido	1990	-1.231.433	-140.215	-383.935	-58.192	-352.599	-14.143	-2.180.516
	1994	154.152	45.494	9.749	182.364	256.253	344.505	992.517
	Δ 1994-90	1.385.585	185.709	393.684	240.555	608.852	358.648	3.173.033
Geração Oper. de Recursos	1990	-642.169	-432.695	-304.531	-85.949	-182.343	186.727	-1.460.961
	1994	774.648	209.415	132.595	181.952	231.275	470.903	2.000.788
	Δ 1994-90	1.416.817	642.110	437.126	267.901	413.619	284.176	3.461.748
Despesas Financeiras	1990	-1.587.057	65.345	-505.609	-277.692	-60.458	-353.662	-2.719.132
	1994	-24.262	-9.611	-50.174	-26.547	-2.388	-18.545	-131.528
	Δ 1994-90	1.562.794	-74.956	455.436	251.145	58.070	335.117	2.587.605
Endividamento	1990	4.095.980	3.102.459	1.266.943	452.993	1.287.408	1.015.674	11.221.457
	1994	1.385.983	1.827.390	750.483	379.563	873.855	1.504.931	6.722.206
	Δ 1994-90	-2.709.996	-1.275.069	-516.459	-73.430	-413.553	489.257	-4.499.251

Fontes: Relatórios Anuais da Administração das empresas, vários anos.

Embora nos últimos anos venha se avolumando a literatura internacional sobre os efeitos da privatização no desempenho das empresas desestatizadas, o prisma analítico costuma ser bem diferente do que é aqui proposto. O objetivo central da maior parte daqueles trabalhos tem sido testar a significância estatística da mudança após a privatização de alguns indicadores básicos de desempenho. (D'Souza & Megginson, 1999) Embora em certos casos esteja presente a preocupação de ajustar os indicadores de maneira a tentar depurá-los dos efeitos das oscilações macroeconômicas (Boubakri & Cosset, 1998; Fraquelli & Fabbri, 1998), a opção metodológica de trabalhar com uma amostra de empresas que propicie ampla cobertura, tanto em termos de setores quanto, freqüentemente, de países, torna inviável incorporar de maneira efetiva a avaliação de outros fatores de alteração do desempenho que não a mudança para a gestão privada. Esses fatores são, na maioria das vezes, setorialmente específicos e requerem, portanto, um tratamento *ad hoc*.

Na seção subsequente a esta procura-se justamente desenvolver uma metodologia para a análise do problema. Em seguida, são discutidos, na terceira seção, os procedimentos de tratamento dos dados requeridos para a aplicação dessa metodologia com base nas informações disponíveis e, na quarta, os resultados a que se chegou. As principais conclusões do trabalho são resumidas na seção final.

2 Metodologia

O objetivo deste artigo é, como já se sugeriu, discriminar o impacto de vários fatores exógenos à privatização propriamente dita sobre a mudança de condições de rentabilidade das maiores empresas siderúrgicas brasileiras desestatizadas na primeira metade dos anos 90. Em outras palavras, procura-se identificar em que medida fatores não relacionados com as mudanças de controle patrimonial e perfil de gestão empresarial influenciaram a evolução dos resultados dessas empresas. Nesta seção desenvolve-se o instrumental genérico para o cálculo desses efeitos e na seguinte são descritos os procedimentos adotados para aplicá-lo aos dados das siderúrgicas privatizadas.

O indicador básico de rentabilidade aqui adotado é a geração operacional de recursos.¹ Esta variável, discriminada nos balanços das empresas em seus demonstrativos de origem e aplicação de recursos (DOAR), é menos afetada do que o lucro líquido por alterações nas práticas contábeis e tributárias. Mudanças nos procedimentos de cômputo da depreciação, reavaliações patrimoniais, provisionamento de despesas e suas reversões são exemplos de eventos de natureza contábil que afetam o lucro líquido mas não refletem modificações efetivas nas condições econômico-financeiras das empresas.

Assim sendo, este artigo procura contribuir para explicar a variação da **geração operacional de recursos** das empresas analisadas (ΔGOR_i). A evolução da rentabilidade toma como base dois únicos anos, 1990 (antes de qualquer grande privatização) e 1994 (depois de todas as empresas serem privatizadas). A metodologia proposta tem, portanto, um caráter estático, não pretendendo calcular os efeitos benéficos cumulativos para as empresas resultantes da acumulação de lucros e de eventos daí resultantes, como a retomada de investimentos e o rendimento de aplicações financeiras. O período delimitado, além de ser homogêneo a fim de permitir uma comparação entre as empresas, é tão curto quanto possível exatamente porque se deseja minimizar a interpenetração dos impactos dinâmicos de cada um dos fatores explicativos da mudança na rentabilidade.

1 O termo "rentabilidade" é usualmente referido na literatura financeira como uma taxa, cuja expressão mais freqüente é o retorno sobre o patrimônio líquido (RSPL), definido como a razão entre o lucro e o patrimônio líquidos. Ademais dos problemas, discutidos no corpo do texto, que cercam o uso do lucro líquido como variável-síntese do volume de acumulação de capital pelas empresas, o uso de um índice desse tipo esbarraria na dificuldade em definir, num contexto de transferência da propriedade, um indicador apropriado para o denominador da taxa, a posição de capital próprio da empresa. Justamente por isso, optou-se neste artigo por adotar diretamente um indicador de fluxo de capital gerado e não de taxa de rendimento. De todo modo, cabe alertar que o termo "rentabilidade" estará sendo empregado com certa liberalidade semântica.

O primeiro fator exógeno à privatização em si mesma, que se pode antever tenha exercido efeito significativo sobre a rentabilidade das empresas siderúrgicas, é o saneamento financeiro que antecedeu à privatização em algumas delas. Em Pinho e Silveira (1998, p. 99), com base em dados retirados de Paula (1995) e Passanezi (1992), argumenta-se que no período imediatamente à privatização foi executado um processo de saneamento financeiro que, conquanto tenha favorecido as empresas em extensão muito diferenciada, envolveu (i) a capitalização num montante total de cerca de US\$ 2,3 bilhões, por meio da transferência de dívidas para os antigos controladores das empresas - em última análise, a União -, e (ii) a renegociação de débitos fiscais e com outras entidades públicas, resultando em alongamento do perfil da dívida.

Tal processo não poderia deixar de implicar melhoria da rentabilidade das empresas beneficiadas. Procuramos captar seus efeitos por meio do indicador *SFI*. É conveniente definir duas formulações alternativas para a estimativa desse efeito. São elas:

$$SFI1_i = RDV_i \cdot TJI_i^{90} \quad (1)$$

$$SFI2_i = RDV_i \cdot TJI_i^{90} + (END_i^{90} - RDV_i) \cdot \Delta TJI_i \quad (2)$$

Onde:

RDV_i é a redução do endividamento da empresa i decorrente do saneamento pré-privatização;

TJI_i^t é a taxa de juros implícita no custo de carregamento do passivo pela empresa i no ano t ;

END_i^t é o passivo da empresa i no ano t ; e

$$\Delta TJI_i = TJI_i^{90} - TJI_i^{94}$$

A diferença entre *SFI1* e *SFI2* reside em considerar ou não o impacto sobre a rentabilidade da variação na taxa de juros. *SFI2* incorpora este impacto, computando-o com base na parcela do endividamento de 1990 remanescente após o saneamento financeiro. Já *SFI1* o despreza inteiramente. Podem ser formulados argumentos em favor do uso tanto de uma quanto da outra versão do indicador. É verdade que ΔTJI_i é afetado por uma série de outros fatores que não

o saneamento financeiro: evolução dos juros domésticos e internacionais, abertura financeira ao exterior, gestão financeira etc. Nesse sentido, imputar seus efeitos a um indicador desenhado para captar especificamente os efeitos do saneamento não parece adequado. Não obstante, deve-se reconhecer que vários dos elementos que mais fortemente influenciam o custo de carregamento das dívidas não são controlados pela administração das empresas, devendo ser considerados exógenos à privatização em si mesma. Justamente por ser possível apresentar argumentos defensáveis em ambas as direções, calculamos as duas versões do indicador.

Vale alertar também que a fórmula de cálculo do indicador *SFI* supõe que a dívida “reduzida”, a parcela dos passivos que foi transferida à União, tinha custo de carregamento exatamente igual ao da média dos passivos de cada empresa.

A liberação dos preços internos do aço é um outro evento que certamente afetou a rentabilidade das empresas siderúrgicas.² As variadas formas de controle governamental a que estiveram submetidos os preços do aço foram inteiramente eliminadas no segundo semestre de 1991, no bojo do processo de liberalização que se seguiu ao fracasso do Plano Collor II. Como resultado, entre 1990 e 1994 os preços praticados pela indústria siderúrgica no mercado doméstico, segundo o IPA-OG da FGV, elevaram-se 18,4% com relação à média do setor industrial.

O indicador *LPI* procura estimar os efeitos desse evento. Da mesma forma que no caso de *SFI*, é conveniente definir duas variantes para o indicador, *LPI1* e *LPI2*, quais sejam:

$$LPI1_i = VMI_i^{90} \cdot VPI \quad (3)$$

$$LPI2_i = VMI_i^{94} \left(\frac{VPI}{1 + VPI} \right) \quad (4)$$

2 O caráter exógeno à privatização dos efeitos da mudança da política de controle de preços já havia sido anteriormente apontado por Pinheiro e Giambiagi (1997, p. 114) no contexto da discussão sobre a avaliação das empresas por investidores privados e seu impacto fiscal: “*se a rentabilidade aumentar com a privatização devido à adoção de uma política tarifária mais favorável às empresas, então o ganho fiscal resulta da mudança de política e não da privatização propriamente dita.*”

Onde:

VMI_i^t é a receita líquida com vendas de aço no mercado interno pela empresa i no ano t ; e VPI é a variação porcentual real do índice de preços internos entre 1990 e 1994.³

3 Mais precisamente, os efeitos da liberação dos preços internos deveriam ser calculados da seguinte maneira:

$$LPI1_i = \sum_{j=1}^n QI_{j,i}^{90} \cdot (PI_{j,i}^{94} - PI_{j,i}^{90}) \quad (3')$$

$$LPI2_i = \sum_{j=1}^n QI_{j,i}^{94} \cdot (PI_{j,i}^{94} - PI_{j,i}^{90}) \quad (4')$$

Onde:

$QI_{j,i}^t$ é a quantidade do produto j vendida no mercado interno pela empresa i no ano t ; e

PI_j^t é o preço do produto j vendido no mercado interno pela empresa i no ano t .

Esse cálculo, todavia, é impraticável já que não se dispõe de informações sobre preços internos desagregadas em nível de produto nem muito menos de empresa.

A adoção das definições (3) e (4) para as duas variantes do indicador LPI implica assumir implicitamente duas hipóteses: (i) o *mix* de vendas das empresas mantém-se constante entre os dois extremos do período analisado; e (ii) os preços médios de todas as empresas seguem o índice setorial de preços. Assumindo-se a constância dos *mix* de vendas, pode-se reescrever (3) e (4):

$$LPI1_i = QMI_i^{90} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90}) \quad (3'')$$

$$LPI2_i = QMI_i^{94} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90}) \quad (4'')$$

Onde:

QMI_i^t é a quantidade total de aço vendida no mercado interno pela empresa i no ano t ; e

PMI_i^t é o preço médio do aço vendido no mercado interno pela empresa i no ano t .

Considerando-se adicionalmente a suposição de que os preços médios de todas as empresas seguem o índice setorial de preços, podemos escrever PMI_i^t e VPI das seguintes maneiras:

$$PMI_i^t = \frac{VMI_i^t}{QMI_i^t} \quad (5)$$

$$VPI = \frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}} = \frac{PMI_i^{94}}{PMI_i^{90}} - 1 \quad (6)$$

Em assim sendo, pode-se substituir (5) e (6) em (3) e chegar imediatamente a (3''):

$$LPI1_i = QMI_i^{90} \cdot PMI_i^{90} \frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}} = QMI_i^{90} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90})$$

De outra parte, substituindo (5) e (6) em (4), também obtém-se (4'') diretamente:

$$LPI2_i = QMI_i^{94} \cdot PMI_i^{94} \left(\frac{\frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}}}{1 + \frac{PMI_i^{94}}{PMI_i^{90}} - 1} \right) = QMI_i^{94} \cdot PMI_i^{94} \frac{PMI_i^{90}}{PMI_i^{94}} \cdot \frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}}$$

$$LPI2_i = QMI_i^{94} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90})$$

É importante frisar que as hipóteses postuladas neste rodapé não são mantidas ao longo do restante do artigo. Especificamente no cálculo de $RMI2$ procurar-se-á explicitamente incluir a avaliação do efeito da mudança de *mix* proporcionada pelo redirecionamento das vendas para um mercado interno em expansão.

LPII reflete apenas e tão-somente o efeito que a liberação dos preços teve sobre as quantidades vendidas no período anterior à privatização (1990). Pode-se argumentar que os efeitos da liberação dos preços se fizeram sentir também sobre as quantidades vendidas após a privatização (1994). Esta segunda estimativa, mais abrangente, do efeito da liberação dos preços está expressa em *LPI2*. Sofre, contudo, de um viés dado por um “efeito composição”, posto que capta também impactos de elevação das quantidades vendidas, os quais não podem ser considerados exógenos à privatização. De todo modo, vale a pena calcular ambas as variantes do indicador e apresentar, portanto, duas estimativas para o efeito da liberação dos preços internos do aço.

O cálculo proposto prescinde de informações sobre quantidades e preços em nível de empresa, adotando como *proxy* para a evolução dos preços no mercado interno a variação do IPA da siderurgia. Ao empregar no cômputo de ambas as versões de *LPI* um índice de preços e não diretamente a evolução dos preços médios praticados por cada empresa no mercado interno evita-se captar neste indicador impactos da mudança de *mix* de produtos vendidos, vale dizer, os efeitos positivos decorrentes de um eventual enobrecimento das vendas ao mercado interno. Tais efeitos serão tratados separadamente mais adiante.

O uso de um índice de preços, contudo, implica assumir implicitamente duas suposições: (i) a estrutura de ponderação dos preços internos de cada empresa assemelha-se à do IPA setorial e (ii) os distintos perfis de vendas das empresas não resultam em diferenças expressivas quanto à evolução média dos preços por elas praticados no mercado doméstico. Concretamente, sabe-se que a variação do IPA da siderurgia subestima a variação dos preços das empresas privatizadas. Há evidências de que os preços de produtos não-planos, fabricados de forma amplamente majoritária por siderúrgicas que sempre foram privadas, elevaram-se bem mais modestamente do que a média do setor no período sob análise. (Pinho & Silveira, 1998, p. 100 e Brumer, 1994, p. 25, *apud* Paula, 1995) Apesar desses problemas, não há outro indicador disponível para acompanhar a evolução dos preços das ex-estatais siderúrgicas.

Note-se, ademais, que *VPI* foi calculado com base na variação do índice setorial relativamente à média do IPA da indústria. Isso implica considerar que, caso os preços não tivessem sido liberados, sua evolução ocorreria em linha com a dos preços dos setores consumidores, aproximada pela variação do IPA em toda a atividade industrial. A experiência histórica sugere que, caso o regime de controle de preços fosse mantido, a elevação dos preços siderúrgicos tenderia a ocorrer em ritmo menos vigoroso do que a dos preços dos bens que utilizam este insumo.⁴ Apesar disso, suposições alternativas àquela aqui proposta envolveriam doses adicionais de arbitrariedade.

4 Entre 1981 e 1990, os preços da siderurgia deflacionados pelo IPA-industrial experimentaram uma queda acumulada de 50,8%.

A evolução do preço do aço exportado é um terceiro fator exógeno à privatização que certamente terá produzido influência significativa na evolução da geração operacional de recursos. Entre 1990 e 1994, observa-se uma queda de 5% num índice de preços de exportação de aço pelo Brasil. Há que se considerar também a flutuação da paridade cambial em termos reais. *EPE* é, portanto, o indicador encarregado de captar os efeitos da evolução dos preços externos. Sendo sua natureza análoga à do indicador *LPI*, é igualmente conveniente defini-lo de duas formas alternativas:

$$EPE1_i = VME_i^{90} \cdot VPE \quad (7)$$

$$EPE2_i = VME_i^{94} \left(\frac{VPE}{1 + VPE} \right) \quad (8)$$

Onde:

VME_i^t é a receita líquida com vendas de aço no mercado externo pela empresa i no ano t ; e

VPE é a variação porcentual real do índice de preços externos entre 1990 e 1994.

Como ressurgiu aqui a questão de se captar ou não impactos relativos à variação das quantidades comercializadas, são definidas duas versões para *EPE*. A primeira delas, *EPE1*, é calculada com base nas quantidades exportadas em 1990 e a segunda, *EPE2*, empregando as quantidades de 1994. Naturalmente, cabem aqui ponderações e ressalvas análogas àquelas formuladas com relação ao uso no cálculo de um índice de preços e à existência de um “efeito composição” em *LPI2*. A interpretação do significado dos indicadores *EPE* é, no entanto, ao mesmo tempo diferente e mais simples. Eles captam simplesmente o efeito de variações reais, em moeda nacional, nos preços de produtos exportados com relação ao período-base (1990).

Para cumprir esse intuito, é preciso que *VPE* seja mais do que um mero índice de preços de exportação em US\$. Com efeito, *VPE* resulta da multiplicação de um índice de preços desse tipo pela taxa cambial média anual com posterior deflação pelo índice de preços escolhido para refletir a inflação doméstica. A evolução da série assim produzida indica, com precisão, o impacto sobre o faturamento com exportações da evolução dos preços externos em moeda de poder aquisitivo constante. Portanto, *VPE* reflete também a oscilação da paridade cambial em termos reais, sendo afetada pela tendência de apreciação cambial que o Plano Real viria agravar em 1994.

Por fim, um quarto fator que certamente produziu impacto sobre a rentabilidade das siderúrgicas privatizadas foi a recuperação do mercado interno. O consumo aparente de aço no Brasil em 1994 superou em 34,2% o volume registrado em 1990. O aumento do consumo interno beneficia as empresas siderúrgicas por duas razões: (i) os preços praticados no mercado interno tendem a ser mais elevados do que os obtidos nas exportações⁵ e (ii) as vendas internas apresentam maior proporção de produtos mais elaborados, ao passo que as exportações concentram-se em itens básicos, de menor valor agregado. Esses benefícios estão presentes mesmo quando as quantidades vendidas totais se mantêm inalteradas.

O indicador *RMI* capta os efeitos dessa melhoria do mercado interno. Pode-se, novamente, definir duas variantes para o indicador: *RMI1* representa uma acepção mais restritiva, calculando exclusivamente os efeitos da obtenção de preços mais elevados na parcela das vendas reorientada para o mercado interno. Já *RMI2* procura identificar também os efeitos positivos do enobrecimento no *mix* de vendas. O procedimento de cálculo proposto, em ambos os casos, exclui os impactos do aumento do volume total de vendas e do grau de utilização da capacidade, já que esses eventos não podem ser considerados estritamente independentes das mudanças gerenciais decorrentes da privatização.

RMI1 e *RMI2* podem ser assim definidos:

$$RMI1_i = \sum_{j=1}^n (PI_{j,i}^{94} - PE_{j,i}^{94}) \cdot (QI_{j,i}^{94} - QIA1_{j,i}^{94}) \quad (9)$$

$$RMI2_i = \sum_{j=1}^n (QE_{j,i}^{94} \cdot PE_{j,i}^{94} + QI_{j,i}^{94} \cdot PI_{j,i}^{94}) - (QEA2_{j,i}^{94} \cdot PE_{j,i}^{94} + QIA2_{j,i}^{94} \cdot PI_{j,i}^{94}) \quad (10)$$

Onde:

$QI_{j,i}^t$ e $PI_{j,i}^t$ foram definidos anteriormente;

$QE_{j,i}^t$ é a quantidade do produto j vendida no mercado externo pela empresa i no ano t ;

PE_i^t é o preço do produto j vendido no mercado externo pela empresa i no ano t ;

5 Os preços internos são mais remuneradores porque as siderúrgicas não têm que arcar, no mercado doméstico, com os custos portuários, os fretes internacionais e o prêmio negativo associado a medidas protecionistas. (Pinho & Silveira, 1998, p. 94)

$$QIA1_{j,i}^{94} = \frac{QI_{j,i}^{90}}{QV_{j,i}^{90}} \cdot \frac{QV_{j,i}^{94}}{\sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94}} \cdot \sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94} = \frac{QI_{j,i}^{90}}{QV_{j,i}^{90}} \cdot QV_{j,i}^{94} \quad (11)$$

$$QIA2_{j,i}^{94} = \frac{QI_{j,i}^{90}}{\sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{90}} \cdot \sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94} \quad (12)$$

$$QEA2_{j,i}^{94} = \frac{QE_{j,i}^{90}}{\sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{90}} \cdot \sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94} \quad (13)$$

$$QV_{j,i}^t = QI_{j,i}^t + QE_{j,i}^t \text{ (quantidade total vendida do produto } j \text{ pela empresa } i \text{ no ano } t) \quad (14)$$

O entendimento do procedimento de cálculo ora adotado depende fundamentalmente da compreensão do significado das variáveis “ajustadas” $QIA1_{j,i}^{94}$, $QIA2_{j,i}^{94}$ e $QEA2_{j,i}^{94}$.

$QIA1_{j,i}^{94}$ corresponde a um ajustamento das quantidades vendidas em 1994 para, em primeiro lugar, manter a repartição das vendas entre os n produtos registrada nesse ano, mas, em seguida, distribuir as vendas de cada produto j entre os mercados interno e externo de acordo com o padrão verificado em 1990. $QIA1_{j,i}^{94}$ acaba por corresponder à quantidade vendida do produto j em 1994 distribuída entre os mercados interno e externo segundo a repartição de 1990.⁶ Com esse ajuste, alcança-se o objetivo de, ao subtrair $QIA1_{j,i}^{94}$ de $QI_{j,i}^{94}$, captar em *RMII* o impacto da melhoria de posicionamento com relação ao *dual-pricing* sem se computar influências de enobrecimento do perfil de produção e vendas. Efetivamente, se em cada linha de produto $PI_j > PE_j$, então a transferência de vendas para o mercado interno permite gerar maior receita sem contrapartida em custos.

6 Ou, mais simplesmente, a quantidade vendida no mercado interno do produto j em 1990 acrescida da variação das vendas totais desse produto.

$QIA2_{j,i}^{94}$ e $QEA2_{j,i}^{94}$ são resultado de um outro processo de ajustamento. Como no caso de *RMI2*, deseja-se refletir também o efeito do enobrecimento de *mix*, as quantidades vendidas em 1994 podem ser submetidas a uma redistribuição mais simples, o qual gera as quantidades que teriam sido vendidas em 1994 de cada produto *j*, respectivamente nos mercados interno e externo, se as vendas totais neste ano tivessem reproduzido exatamente o padrão de repartição entre produto/mercado observado em 1990. Nesse sentido, *RMI2* capta a diferença entre a receita líquida efetiva em 1994 e a receita que seria obtida com os preços de 1994 caso as vendas se distribuíssem entre os mercados externo e interno e entre os vários produtos da mesma maneira que em 1990.⁷

Note-se que a presunção que induz a realização do cálculo de *RMI2* é de que ordenando-se os *n* produtos numa escala crescente de valor agregado se obtenha também uma ordenação crescente em termos de lucro por unidade vendida. Sabe-se, contudo, que o enobrecimento de *mix*, embora, de fato, favoreça a rentabilidade, também requer um aumento do custo unitário dos bens vendidos. O procedimento de cálculo proposto para *RMI2* desconsidera inteiramente esses custos adicionais, sobre os quais não há dados disponíveis.

Por fim, vale a pena frisar que, dadas as definições de $QIA1_{j,i}^{94}$, $QIA2_{j,i}^{94}$ e $QEA2_{j,i}^{94}$, o indicador *RMI*, em nenhuma de suas variantes, é afetado pelos efeitos de elevação da produção ou do grau de ocupação da capacidade, cujos determinantes, como já se disse, não podem ser trivialmente desvinculados da melhoria da gestão.

3 Tratamento dos dados e operacionalização dos cálculos

A aplicação da metodologia desenvolvida na seção anterior às empresas e ao problema aqui abordados exigiu a adoção de uma série de procedimentos específicos. Os objetivos desta seção são descrever detalhadamente tais procedimentos e avaliar as conseqüências de uma série de peculiaridades dos dados básicos para os resultados do exercício realizado neste artigo.

7 É possível rearranjar a expressão (10) de uma maneira que talvez torne mais claro o seu significado:

$$RMI2_i = \sum_{j=1}^n [(QE_{j,i}^{94} - QEA2_{j,i}^{94}) \cdot PE_{j,i}^{94}] + [(QI_{j,i}^{94} - QIA2_{j,i}^{94}) \cdot PI_{j,i}^{94}] \quad (10')$$

O primeiro aspecto a considerar é a necessidade de deflacionar valores e, portanto, selecionar um índice de preços adequado. A escolha recaiu no IGP-DI “centrado”, uma transformação do conhecido índice de preços calculado pela Fundação Getúlio Vargas. O ideal seria utilizar um deflator que permitisse exprimir a relação de trocas entre as empresas privatizadas e o conjunto da sociedade. Conceitualmente, o deflator implícito do PIB é o indicador que mais se aproxima deste índice ideal. Todavia, não há informações sobre o deflator implícito em outra base que não a de variações médias anuais. Para deflacionar valores de balanços elaborados de acordo com a sistemática da correção integral⁸ e, por conseguinte, expressos em moeda de poder aquisitivo constante de 31 de dezembro de cada ano, a série disponível do deflator implícito é evidentemente inadequada. A melhor aproximação de que se dispõe na economia brasileira para um índice com essa abrangência é o tradicional IGP-DI. De todo modo, as séries deste índice em base mensal referem-se à média dos preços em cada mês. Em períodos de inflação muito elevada, como é o caso daquele estudado neste artigo, a atualização de valores de final de mês exige a utilização de um índice “centrado”, computado com base na média do número-índice do mês e do mês subsequente.

Os relatórios anuais e respectivos balanços contábeis constituem as fontes básicas das informações aqui utilizadas. Neste sentido, cabe alertar para as inúmeras dificuldades que envolvem o uso de dados contábeis referentes a um período de inflação tão elevada e de forte instabilidade institucional. O Quadro 1 reporta dois aspectos centrais desse problema: o indexador contábil adotado em 1990 e as mudanças em procedimentos contábeis críticos.

Como se vê, foi freqüente, nos últimos anos, a alteração de regras contábeis críticas para a aferição do lucro líquido das empresas. A adoção da geração operacional de recursos como indicador básico de rentabilidade serve, entre outros objetivos, ao propósito de minimizar as implicações dessas mudanças na comparabilidade dos resultados obtidos em anos diferentes. Reavaliações do imobilizado e modificações nas normas de aferição da depreciação, conquanto afetem o lucro líquido, são inócuas do ponto de vista deste indicador mais abrangente.

8 No caso da Acesita, não foi possível utilizar as demonstrações contábeis elaboradas segundo o critério da correção integral. O balanço de 1994 elaborado de acordo com essa sistemática foi publicado em versão muito resumida, sem o demonstrativo de origem e aplicação de recursos (DOAR) e a discriminação, na demonstração de resultados (DR), seja das receitas entre os mercados interno e externo, seja das despesas de natureza financeira. Por conseguinte, e para manter a consistência da comparação ao longo do tempo, tomou-se como fonte para a Acesita os balanços confeccionados segundo a legislação societária. Naturalmente, os procedimentos de atualização de valores não são, nesta circunstância, exatamente os mesmos.

Quadro 1

Indexador Contábil em 1990 e Alterações nos Procedimentos Contábeis por Empresa

Empresa	Indexador em 1990	Alterações nos Procedimentos Contábeis
Acesita	BTN Fiscal	Correção monetária especial em 1991 pelo INPC (Lei 8.200/91)
Cosipa	IGP	Reavaliação do imobilizado em 1990 Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1991 Reavaliação do imobilizado em 1997
CSN	BTN Fiscal IPC (L.S.)	Reavaliação do imobilizado em 1989 Reavaliação do imobilizado em 1996
Usiminas	BTN Fiscal	Reavaliação do imobilizado em 1983 Correção monetária especial em 1991 pelo INPC (Lei 8.200/91) Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1993
Açominas	BTN Fiscal	Reavaliação do imobilizado em 1983 Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1996
CST	IGP	Reavaliação do imobilizado em 1986 Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1991

Fontes: Relatórios Anuais da Administração das empresas, vários anos.

Problema mais difícil de contornar é a subindexação dos balanços em 1990. A tentativa de desindexação perpetrada pelo Plano Collor I implicou que o BTN fiscal - então o indexador contábil oficial - acumulasse nesse ano uma variação (845,1%) muito inferior à dos índices de inflação, como, por exemplo, o IGP-DI (1.476,6%) e o INPC (1.585,2%). Dessa subindexação decorreram distorções importantes para os balanços, inclusive aqueles elaborados de acordo com o princípio de correção integral. No contexto deste artigo destacam-se, entre essas distorções, as tendências de:⁹ (i) inflar artificialmente as despesas financeiras, ao considerar remuneração real toda a taxa de juros que excedeu um indicador inadequado de evolução dos preços¹⁰; e, (ii) em empresas cujo ativo permanente é maior do que o patrimônio líquido - o que costuma ocorrer folgadoamente em empresas siderúrgicas -, subestimar o saldo positivo de ganhos com ativos não-monetários com relação às perdas com

9 Outro impacto importante do problema é a subcorreção de todos os valores de fluxos, sejam eles despesas ou receitas, realizados ao longo do ano. Como as cifras desses fluxos são convertidas, na data de sua realização, numa unidade de valor indexado, se a variação até o final do ano do indexador correspondente for inferior à inflação efetiva, esses fluxos estarão subcorrigidos ao final do período. O viés final daí resultante não tem, contudo, uma direção inequívoca e dependerá de circunstâncias específicas a cada empresa, como a distribuição ao longo do ano das despesas e receitas e a própria preponderância de uma situação de lucro ou prejuízo.

10 Isto porque os ganhos com a depreciação dos passivos monetários pela inflação estarão sendo subestimados.

passivos não-monetários. Este último aspecto é análogo à tendência de subestimativa da correção monetária do saldo do ativo permanente contra o patrimônio líquido que prevaleceria no mesmo contexto se considerássemos os balanços elaborados de acordo com a legislação societária.

A Lei 8.200/91, reconhecendo a seriedade dessas distorções, permitiu que as empresas recalculassem seus balanços de 1990 utilizando indexadores mais apropriados. Infelizmente, o artigo 12 da Instrução 167/91 da CVM (Comissão de Valores Mobiliários) facultou às empresas a decisão de publicar ou não as demonstrações de resultados e de origem e aplicação de recursos assim corrigidas, e as administrações maciçamente optaram por não tornar públicos esses demonstrativos ajustados.

Potencialmente, essas distorções afetariam os cálculos aqui realizados por meio dos indicadores $SFI1$ e $SFI2$. Como TJI_i^{90} é calculada como a razão entre as despesas financeiras e os passivos da empresa, estará superestimada para todas as empresas afetadas pela subindexação contábil.¹¹ A contrapartida de uma TJI_i^{90} demasiado elevada seriam ΔTJI_i , $SFI1$ e, principalmente, $SFI2$ muito grandes, já que em 1994 o problema não existe. No entanto, a raiz do problema está exatamente no fato de as despesas financeiras descontadas a “inflação” - melhor seria dizer a “evolução do indexador contábil” - terem sido superestimadas. Ora, isso afeta igualmente os resultados da empresa tal como aferidos pela GOR_i^{90} e, portanto, também infla artificialmente a variação entre 1990 e 1994 dessa variável, precisamente o indicador adotado de mudança nas condições de rentabilidade. Em outras palavras, do ponto de vista do cálculo proposto nesse artigo, a distorção do indexador produz igualmente efeitos sobre as variáveis dependente, ΔGOR_i , e independentes, $SFI1$ e $SFI2$. Cabe, de todo modo, reinterpretar o significado dos indicadores SFI , observando que eles captam também o efeito da subindexação contábil de 1990 na mudança da rentabilidade das empresas siderúrgicas.

Existe outro aspecto importante com relação ao cálculo de TJI_i^t : a decisão de basear-se nos passivos totais ou apenas nos passivos onerosos. Do ponto de vista conceitual, não há dúvidas de que a última alternativa é superior. Não obstante, são incontornáveis as dificuldades

11 Mesmo sem amparo legal naquele momento, duas das empresas estudadas, Cosipa e CST, empregaram como indexador contábil o IGP-DI e, desta maneira, não são afetadas pelas distorções descritas.

em discriminar, com base nas informações disponíveis nos balanços publicados, as contas do passivo sobre as quais efetivamente incidem encargos financeiros. Fornecedores, provisões para encargos sobre financiamentos, provisão para passivos contingentes, tributos parcelados e obrigações com controladas são apenas alguns exemplos de contas cuja classificação ou não como onerosa é impraticável com base apenas em informações com o nível de agregação dos balanços publicados. A alternativa viável é usar o total dos passivos tanto no denominador do cômputo de TJI'_i quanto como referência para END_i^{90} , variável empregada no cálculo de $SFI2$.¹²

Também no que se refere a VME'_i e VMI'_i o grau de discriminação dos dados nos balanços não é aquele que rigorosamente seria requerido pela metodologia proposta. As demonstrações de resultados informam as receitas brutas de exportação e vendas internas, mas não discriminam dessa maneira os valores dos impostos sobre vendas nem tampouco das outras deduções do faturamento bruto (notadamente fretes).¹³ Nesse contexto, optou-se por estimar a repartição entre os mercados externo e interno desses abatimentos à receita bruta assumindo dois procedimentos básicos: (i) atribuir toda a tributação sobre vendas aos produtos comercializados no mercado interno e (ii) distribuir as demais deduções proporcionalmente ao valor das vendas em cada mercado, já considerando aí a dedução dos impostos no caso da comercialização doméstica.¹⁴

O cálculo dos indicadores $EPE1$ e $EPE2$ apóia-se também em VPE , a variação porcentual dos preços externos em termos reais. Já se discutiu anteriormente o significado de VPE , mas ainda não se mencionou que o índice de preços de exportação em US\$ que lhe serve de base foi construído a partir dos preços médios de exportação FOB reportados pelo IBS (Instituto Brasileiro de Siderurgia) e adotando uma estrutura de ponderação fixa dada pelas quantidades exportadas em 1990.

Para concluir esta seção, resta referir-se aos dados necessários ao cálculo de $RM11$ e $RM12$. Desde logo, as informações disponíveis não permitem calcular esses efeitos

12 Deve-se alertar, contudo, que, apesar da presença dos passivos totais no cálculo de $SFI2$, o procedimento adotado, tudo o mais constante, implica subestimar a taxa de juros efetivamente incidente sobre passivos onerosos e, por via de consequência, os próprios indicadores $SFI1$ e $SFI2$.

13 No caso dos balanços de 1994 da Usiminas e da Acesita, nem mesmo a separação entre impostos e outras deduções é fornecida. Esses valores foram estimados de acordo com o padrão de repartição observado em anos anteriores.

14 O procedimento adotado na CST, que concentra suas operações quase integralmente no mercado externo, foi ligeiramente diferente. Para evitar a atribuição de um volume excessivamente alto de impostos às escassas vendas domésticas, preferiu-se aplicar a alíquota média de tributação sobre as vendas domésticas que se pôde inferir para as outras empresas. Já no tocante às demais deduções, empregou-se o procedimento genérico.

isoladamente para cada uma das empresas. Dados de vendas discriminados por linha de produto, efetivamente, só são encontrados nas publicações do IBS e referem-se, na maior desagregação possível, a todo o segmento produtor de laminados planos. Note-se que isso implica excluir a CST e a Açominas, fabricantes de produtos semi-acabados, que, de todo modo, por suas próprias características mercadológicas, não foram realmente afetadas pela recuperação do mercado interno.

É, portanto, nesse nível de agregação que *RM11* e *RM12* serão computados. O cálculo desses dois indicadores depende de informações sobre QE'_j , QI'_j , PE_j^{94} e PI_j^{94} . As três primeiras estão prontamente disponíveis nos anuários estatísticos do IBS. PI_j^{94} , porém, é uma informação sensível do ponto de vista comercial e que não se consegue obter facilmente. Na ausência de informações adequadas, adotaremos a hipótese heróica de que o diferencial positivo de 20%, referido por Paula (1995) como característico da disparidade entre preços praticados nos mercados interno e externo, seja igualmente válido para todas as j linhas de produto aqui consideradas.

4 Resultados

Os principais resultados da aplicação da metodologia proposta às maiores empresas siderúrgicas privatizadas no Brasil são apresentados na Tabela 2, que está dividida em três partes: na primeira encontram-se os valores dos indicadores calculados para cada uma das empresas; na segunda, a relação entre esses indicadores e a variável cujo comportamento se ajuda a explicar; e, na terceira, agregações desses indicadores segundo quatro critérios alternativos. Esta última parte, de certo modo, resume as conclusões do trabalho e, portanto, é necessário detalhar o significado de cada um desses critérios.

A agregação de explicação “mínima” é a soma algébrica das variantes de menor valor de cada um dos quatro indicadores.¹⁵ A “máxima” corresponde ao exercício exatamente oposto, isto é, a soma das variantes de maior valor dos indicadores. Uma terceira agregação apresentada, dita “conservadora”, soma *SFI1*, *LPI1*, *EPE1* e *RM11*, as versões mais restritivas de cada um dos indicadores. Por fim, há uma quarta agregação, chamada de “abrangente”, que soma *SFI2*, *LPI1*, *EPE1* e *RM12*, as variantes de cada um dos indicadores

15 Nos cálculos realizados por empresa, são, a rigor, apenas três os indicadores que estarão em qualquer circunstância sendo submetidos a agregação, já que *RME* não está disponível nesse nível de desagregação.

que se acredita, de acordo com o que foi exposto na segunda seção deste artigo, sejam as mais adequadas do ponto de vista dos objetivos do trabalho.

A observação da coluna total da tabela revela imediatamente que a capacidade de explicação da variação na geração operacional de recursos do conjunto dos efeitos exógenos à privatização aqui relacionados varia muito na dependência dos critérios de agregação adotados: de um mínimo de 19,5% do aumento da rentabilidade das empresas privatizadas até um máximo de 83,4%. Antes de tentar analisar mais detidamente os resultados para o conjunto das empresas, vale a pena explorar um pouco os indicadores isolados de cada siderúrgica.

Tabela 2
Variação da Rentabilidade e Indicadores de Efeitos Exógenos à Privatização

Indicador	CSN	Cosipa	Açominas	Acesita	CST	Usiminas	Total
Valor absoluto – US\$ milhares de 31.12.1994							
ΔGOR	1.416.817	642.110	437.126	267.901	413.619	284.176	3.461.748
SFI1	436.338	-28.864	240.198	118.708	0	0	766.380
SFI2	1.535.068	-74.455	461.147	259.553	56.939	41.146	2.579.397
LPI1	140.229	182.451	23.734	98.847	16.774	181.059	643.094
LPI2	223.869	121.835	36.446	99.947	5.133	201.328	688.558
EPE1	-159.849	-103.180	-46.956	-26.928	-78.632	-117.304	-532.849
EPE2	-213.188	-144.476	-55.454	-23.546	-166.222	-143.496	-746.382
RMI1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	11.018
RMI2	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	150.691
Proporção de ΔGOR							
SFI1	30,8%	-4,5%	54,9%	44,3%	0,0%	0,0%	22,1%
SFI2	108,3%	-11,6%	105,5%	96,9%	13,8%	120,0%	74,5%
LPI1	9,9%	28,4%	5,4%	36,9%	4,1%	63,7%	18,6%
LPI2	15,8%	19,0%	8,3%	37,3%	1,2%	70,8%	19,9%
EPE1	-11,3%	-16,1%	-10,7%	-10,1%	-19,0%	-41,3%	-15,4%
EPE2	-15,0%	-22,5%	-12,7%	-8,8%	-40,2%	-50,5%	-21,6%
RMI1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	0,3%
RMI2	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	4,4%
Capacidade total de explicação							
Máxima	112,9%	7,9%	103,1%	125,4%	-1,2%	149,6%	83,4%
Mínima	25,6%	-15,1%	47,7%	71,2%	-38,9%	13,2%	19,5%
Conservadora	29,4%	7,9%	49,6%	71,2%	-15,0%	22,4%	25,6%
Abrangente	107,0%	0,8%	100,2%	123,7%	-1,2%	142,5%	82,0%

Fonte: Elaboração própria.

Como um todo, Acesita e Açominas são as empresas cuja melhoria de rentabilidade parece estar mais diretamente vinculada aos efeitos exógenos. Na outra ponta, CST e Cosipa apresentam indicadores que apontam uma importância muito pequena ou até mesmo deletéria do conjunto de eventos externos à privatização. Usiminas e CSN, as maiores empresas do setor, encontram-se em posição intermediária, embora no caso dessas duas empresas o poder explicativo do conjunto dos efeitos seja particularmente sensível às diferenças entre as versões dos indicadores.

Embora, em princípio, essas diferenças possam também refletir as variadas intensidades das mudanças gerenciais e dos processos de reestruturação produtiva, a maior parte da variabilidade entre as empresas está inequivocamente relacionada às diferentes relevâncias do processo de saneamento financeiro. A importância de *SFII* com respeito à mudança de rentabilidade varia de 0% (CST e Usiminas) a 44,3% e 54,9% (respectivamente, Acesita e Açominas) e diversidade ainda maior é registrada no tocante à importância de *SFI2*. Em última análise, isto é o resultado de posições muito diferentes com respeito a *RDV*, redução do endividamento por saneamento financeiro, e ΔTJI , a variação da taxa de juros implícita nos passivos das empresas.

No tocante à redução do endividamento, já se mencionou que as empresas se beneficiaram da transferência de dívidas ao seu ex-controlador em graus muito variados. Usiminas e CST simplesmente não obtiveram qualquer benefício, ao passo que as demais empresas foram favorecidas de maneira expressiva.¹⁶ Por outro lado, ΔTJI variou também de forma muito significativa, neste caso respondendo primordialmente às práticas de indexação contábil adotadas em 1990. Cosipa e CST, que adotaram naquele ano indexadores capazes de refletir mais apropriadamente a efetiva evolução dos preços, apresentaram *TJI* relativamente baixa em 1990. Por conta disso, a comparação com relação a 1994 aponta uma variação pequena (CST) ou até negativa (Cosipa). Nas outras empresas, ΔTJI é muito grande, fazendo com que *SFI2* capte, como já se discutiu, os efeitos que a subindexação contábil produziu também sobre *GOR* em 1990.

Além dos indicadores *SFI*, a importância relativa dos mercados interno e externo para cada empresa também ajuda a entender a diferença de importância dos efeitos exógenos na mudança de suas rentabilidades. *LPI* e *EPE* possuem sinais contrários e seus valores absolutos

16 Em valores deflacionados pelo IGP-DI(C) e convertidos para dólar pela taxa de 31.12.1994, as reduções de endividamento por transferência de dívidas no período analisado neste artigo chegaram a US\$ 1,370 bilhão na Cosipa, US\$ 1,126 bilhão na CSN, US\$ 602 milhões na Açominas e US\$ 193 milhões na Acesita.

tendem a se anular no que se refere ao conjunto das empresas, mostrando que, grosso modo, o montante de mais de US\$ 600 milhões ganho com a elevação dos preços no mercado interno acabou sendo perdido com a combinação de queda dos preços internacionais e apreciação cambial. Quando se toma o caso de cada empresa, porém, essa compensação nem sempre ocorre. Efetivamente, uma empresa como a CST, quase que integralmente voltada às exportações, apresenta *EPE1* e *EPE2* fortemente negativos e os limitados benefícios expressos em *LPI1* e *LPI2* nem de longe oferecem contrapartida equivalente. Situação inversa ocorre no caso da Acesita, muito mais direcionada ao mercado interno.

Não obstante, o caráter crítico da diferença entre as duas variantes de *SFI* para o grau de explicação total da mudança da rentabilidade é evidente. Isto se manifesta também quando a abordagem diz respeito aos dados agregados das seis empresas. A diferença entre as explicações “conservadora” e “abrangente”, por exemplo, depende fundamentalmente da escolha entre *SFI1* e *SFI2*. Embora a diferença entre *RMI1* e *RMI2* não seja irrisória - quando os benefícios advindos do enobrecimento do *mix* são considerados por intermédio da estimativa mais ampla do efeito da recuperação do mercado interno, adiciona-se cerca de US\$ 140 milhões à parcela explicada do aumento de *GOR* -, nada menos que 52,4 dos 56,4 pontos percentuais que separam as duas agregações de indicadores são atribuíveis à diferença entre as duas variantes de *SFI*.

Deve-se recordar que a diferença conceitual entre *SFI1* e *SFI2* é a inclusão no cálculo desta última do impacto que a variação - leia-se diminuição - de *TJI* entre 1990 e 1994 propicia em termos de redução dos encargos financeiros. Esta inclusão é questionável, tendo em vista que os determinantes da *TJI* em 1994 não podem ser considerados totalmente exógenos à gestão de uma empresa privatizada. Não obstante, pode-se argumentar que o indicador *SFI2* é uma estimativa melhor do que *SFI1* porque seu cálculo acaba permitindo depurar os resultados de 1990 e, por conseguinte, ΔGOR da superestimativa das despesas financeiras resultante da subindexação contábil naquele ano.

No entanto, nos casos da CSN, Açominas e Usiminas o indicador *SFI2* explica isoladamente mais do que todo o aumento da geração operacional de recursos. Esse resultado não é razoável. São inequívocas as evidências de que houve melhoria na eficiência interna das empresas¹⁷ e, por outro lado, de que este aumento da eficiência não foi repassado aos consumidores de produtos siderúrgicos.

17 Em Pinho & Silveira (1998) são discutidos vários aspectos das mudanças gerenciais e organizacionais associadas à privatização da siderurgia brasileira, enfatizando a racionalização do uso da força de trabalho e as iniciativas de reestruturação produtiva.

A explicação desse paradoxo parece residir no nível excessivamente baixo da *TJI* em 1994. Esta variável assumiu um valor de 0,3% na CST, tendo se situado abaixo de 2% também nos casos de Cosipa, CSN e Usiminas, sempre em base anual. Valores mais admissíveis foram encontrados apenas para Açominas e Acesita, 6,7% e 7%, respectivamente. Esses valores estão, em média, bem abaixo do nível esperado, mesmo considerando-se a agressividade com que a gestão privada enfocou a administração financeira e o fato, já comentado, de o cálculo de *TJI* com base nos passivos totais efetivamente implicar um viés baixista.

Um exercício, com óbvias limitações, que pode ser feito é o de simular resultados e indicadores de efeitos exógenos com base em valores mais plausíveis para *TJI* em 1994. Adotando-se, por exemplo, uma taxa de 15%, a explicação “abrangente” responde por 69,3% de ΔGOR do conjunto das seis empresas, acima dos 26,1% e 34,3% que, neste exercício, são explicados respectivamente pelas alternativas “mínima” e “conservadora”, e abaixo dos 71% da explicação “máxima”. A Tabela 3 apresenta os resultados desse exercício para o conjunto das empresas estudadas, adotando três valores hipotéticos alternativos para *TJI* em 1994.

Tabela 3
Simulação da Capacidade Explicativa dos Fatores Exógenos
com Ajustes na Taxa de Juros em 1994

Critério	TJI(94) = 15%	TJI(94) = 10%	TJI(94) = 7%
Máxima	71,0%	76,4%	79,1%
Mínima	26,1%	23,1%	21,6%
Conservadora	34,3%	30,4%	28,4%
Abrangente	69,3%	74,9%	77,7%

Fonte: Elaboração Própria.

5 Conclusões

Neste artigo procurou-se investigar a importância, para a reviravolta das condições de rentabilidade das siderúrgicas privatizadas no Brasil, de uma série de eventos que, conquanto tenham ocorrido no mesmo período de tempo, podem ser considerados exógenos ao processo de desestatização em si mesmo. O saneamento financeiro realizado antes da privatização, a liberação dos preços domésticos e a recuperação do mercado interno são três fatores que

contribuíram para a melhoria da rentabilidade entre 1990 e 1994. Em contrapartida, a deterioração do mercado internacional e a apreciação cambial prejudicaram a rentabilidade das empresas, deprimindo os preços de exportação por elas praticados.

A metodologia desenvolvida e empregada neste artigo procura isolar o impacto de cada um desses fatores, estimados com base em definições alternativas mais ou menos abrangentes. O resultado da aplicação dessa metodologia indica que proporções expressivas, mas variáveis, do aumento de US\$ 3,5 bilhões (em valores de 31.12.94) da geração operacional de recursos podem ser explicadas pelo efeito conjunto dos eventos exógenos. Numa consolidação conservadora das estimativas de valor dos efeitos, a proporção explicada é de 25,6%, ao passo que uma agregação mais abrangente alcança um percentual de 82% de explicação. De qualquer maneira, mesmo nesta alternativa haveria um “resíduo” inexplicado de mais de US\$ 600 milhões, o qual, em princípio, pode ser atribuído às inúmeras iniciativas de aperfeiçoamento da gestão e da eficiência interna das empresas.

A diferença fundamental entre os dois valores reside em computar ou não o impacto da variação da taxa de juros implícita (*TJI*) nos custos financeiros das empresas. Como se discutiu anteriormente, os efeitos da liberação dos preços domésticos e da diminuição dos preços de exportação, grosso modo, se compensam. Por sua vez, o impacto da recuperação do mercado doméstico - calculado de uma maneira que exclui, em qualquer alternativa, efeitos de aumento do nível de produção e do grau de utilização da capacidade - é, embora significativo, relativamente modesto. Deste modo, o diferencial mais importante entre as explicações “conservadora” e “abrangente” é mesmo a adoção de *SFII* ou de *SFI2* como indicador do impacto do saneamento financeiro. A segunda alternativa implica ampliar em US\$ 1,8 bilhão a parcela do aumento da rentabilidade atribuível ao saneamento financeiro.

Embora a variação de *TJI* não possa ser considerada totalmente exógena às mudanças gerenciais que se seguiram à privatização, o indicador *SFI2*, que capta esse efeito, é, segundo nossa opinião, mais apropriado do que *SFII* para compor a explicação do conjunto de eventos exógenos que influenciaram o nível de geração operacional de recursos. Com efeito, a adoção de *SFI2* permite depurar os cálculos das distorções provocadas pelo uso, em 1990, de um indexador contábil que subestimou tremendamente a inflação efetiva. Em consequência, a rentabilidade das siderúrgicas foi claramente subavaliada nesse ano e o aumento da rentabilidade no período apurado nos balanços foi artificialmente inflado.

De todo modo, o agudo processo inflacionário do período provocou distorções nas informações das demonstrações financeiras cujos efeitos, apesar dos substanciais esforços envidados no tratamento dos dados originais, nem sempre se conseguiu evitar. Resultados mais

precisos do que os aqui alcançados requerem um esforço adicional de pesquisa que, fundamentalmente, refine o cálculo de *TJI* e empregue informações mais desagregadas temporalmente do que as dos balanços anuais das empresas, permitindo contornar os problemas de inadequação dos indexadores contábeis.

Referências bibliográficas

- Boubakri, N. & Cosset, J-C. The financial and operating performance of newly privatized firms: evidence from developing countries. *Journal of Finance*, v. 53, n. 3, p. 1081-1110, June 1998.
- Brumer, W. N. Presentation. *Steel Survival Strategies IX*. New York: American Metal Market/Word Steel Dynamics, 1994, p. 281-297.
- D'Souza, J. & Megginson, W. L. The financial and operating performance of privatized firms during the 1990s. *Journal of Finance*, v. 54, n. 4, p. 1397-1498, August 1999.
- Faria, L. V. & Campelo Jr., A. Siderurgia: privatização que deu certo. *Conjuntura Econômica*, v. 50, n. 10, p. 26-33, outubro 1996.
- Fraquelli, G. & Fabbri, P. Prima e dopo la privatizzazione: un confronto tra imprese operanti in concorrenza. *Economia e Politica Industriale*, n. 98, 1998.
- Nunes, R. C. & Nunes, S. P. P. Privatização e ajuste fiscal: a experiência brasileira. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 17, p. 171-211, junho 1998.
- Passanezi F^o, R. *Saneamento financeiro e privatização da siderurgia brasileira*. Dissertação de Mestrado apresentada ao Instituto de Economia da Unicamp, Campinas, 1992.
- Paula, G. M. *A privatização da indústria siderúrgica brasileira*. Relatório de pesquisa do projeto "Grupos Econômicos da Indústria Brasileira e a Política Econômica: Estrutura, Estratégia e Desafios" Convênio FUNDAP/ FECAMP/IE-Unicamp, Campinas, 1995.
- Pinheiro, A. C. & Giambiagi, F. Brazilian privatization in the 1990's. *World Development*, v. 22, n. 5, p. 737-753, 1994.
- _____. Lucratividade, dividendos e investimentos das empresas estatais: uma contribuição para o debate sobre a privatização no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 1, p. 93-131, 1997.

Pinho, M. & Silveira, J. M. F. J. Os efeitos da privatização sobre a estrutura industrial da siderurgia brasileira. *Economia e Sociedade*, n. 10, p. 81-109, junho 1998.

Simonsen, M. H. Porque privatizar é urgente. *Exame*, 10/05/1995.