

## A demanda por mão-de-obra na indústria do Rio Grande do Sul nos anos 90 e as perspectivas de crescimento do emprego\*

Angelo Marsiglia Fasolo\*\*  
Eduardo Pontual Ribeiro\*\*\*

A década de 90 foi marcada por fortes discussões a respeito de profundas mudanças na estrutura produtiva do País. A abertura comercial e financeira promovida durante o Governo Collor e aprofundada com a chegada do Plano Real forçou a indústria do País a colocar em sua agenda um novo conjunto de propostas, que deveria basear-se na busca da produtividade e da competitividade. Os efeitos dessas mudanças se manifestaram na época e se manifestam até hoje, seja em nível macroeconômico ou microeconômico. Uma das mais importantes conseqüências verificadas no período foi o aumento do desemprego, que passou de valores médios em torno de 4% nos anos 80 para valores em torno de 8% em 1998.

Os debates existentes no meio acadêmico são, de certa forma, ainda que com os papéis trocados,<sup>1</sup> muito semelhantes aos dos anos 80, quando eram discutidos os méritos da formação dos megas superávits comerciais da metade da década: os ganhos de produtividade ocorridos na indústria até o momento são conseqüência de uma política econômica recessiva do Governo Federal, ou serão esses ganhos os resultados fundamentais de mudanças profundas, es-

---

\* Este texto é baseado, em parte, na monografia de graduação do primeiro autor sob orientação do segundo autor.

\*\* Economista pela UFRGS.  
E-mail: [afasolo@zaz.com.br](mailto:afasolo@zaz.com.br)

\*\*\* Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação da UFRGS e Pesquisador do CNPq.  
E-mail: [eribeiro@ufrgs.br](mailto:eribeiro@ufrgs.br)

Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Marcelo S. Portugal e Nuno R. Pinto, ressaltando que quaisquer erros são de sua própria responsabilidade.

<sup>1</sup> Vale lembrar que, na década de 80, a equipe econômica do Governo Federal, chefiada pelo então Ministro Delfim Neto, advogava para si os méritos de uma recessão que havia reestruturado o parque industrial do País, enquanto economistas advertiam para a existência de mudanças profundas na estrutura produtiva do País. Para maiores detalhes sobre essa discussão, ver Castro (1985, p.12-90).

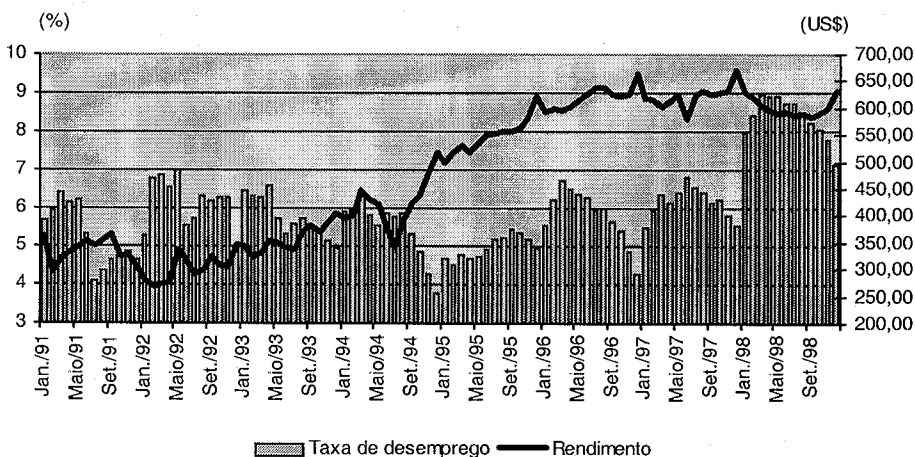
truturais, na forma de organização da indústria, uma vez estando esta inserida em um ambiente de maior competição de mercados?

Talvez o ponto mais preocupante desta análise seja o fato de que as idéias debatidas na literatura e ecoadas por Villela e Amadeo (1994) em relação ao processo de mudanças por que passa a indústria do País não estão realmente sendo verificadas na prática. A noção de que, com a abertura comercial e os ganhos de produtividade provenientes da inserção do País em mercados competitivos, haveria uma redução no custo da mão-de-obra interna, de forma a garantir níveis elevados de emprego, tem se mostrado equivocada, conforme visto no Gráfico 1. Na verdade, nos anos 90, verificou-se um aumento real do custo do trabalho.

O nível de emprego do setor industrial gaúcho, em particular, caiu mais de 15% ao longo da segunda metade dos anos 90, contra um aumento de mais de 30% do nível do custo do trabalho (Gráfico 2). Em termos de Brasil, vê-se um aumento do salário real de mais de 40%, conjuntamente a um aumento do desemprego de mais de 40% no período (Gráfico 1). Esta seria uma primeira explicação para a redução do nível de emprego dos setores industriais brasileiro e gaúcho.

Gráfico 1

Taxa de desemprego aberto em 30 dias e rendimento médio nominal das pessoas com mais de 15 anos no Brasil — 1991/98

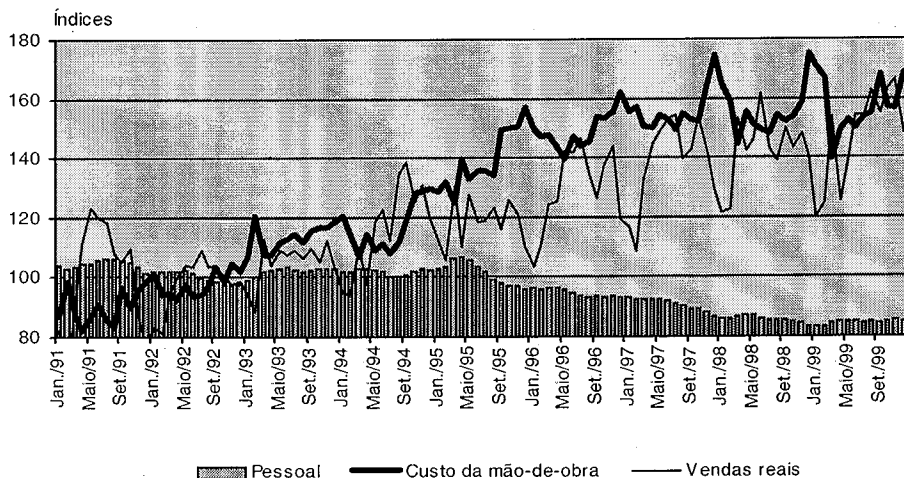


FONTE: Pesquisa Mensal de Emprego — IBGE.

NOTA: Rendimento nominal em dólares calculado com a cotação do dólar do primeiro dia útil de cada mês.

## Gráfico 2

Pessoal empregado total, vendas reais e custo real da hora trabalhada na produção, na indústria do Rio Grande do Sul — 1991/99



FONTE: Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul (FIERGS).

NOTA: Os índices têm como base fixa a média de 1992 = 100.

Para não sermos injustos com esses autores, devemos frisar que eles destacam a importância do crescimento do mercado interno para a determinação do nível de emprego no curto prazo. Assim, a seqüência de choques ocorridos na economia desde a implantação do Plano Real, provocando restrições de ordem monetária na política do País, pode ter exercido influência no nível de emprego verificado no período em estudo. Uma segunda explicação para a retomada do emprego industrial seria a expansão do nível de atividade do setor.

Por outro lado, uma primeira análise dos dados sugere que o aumento do produto não é saída para a retomada do emprego, visto que, na indústria gaúcha, o nível de vendas cresceu paulatinamente ao longo dos anos 90, principalmente na segunda metade da década (Gráfico 2). Na mesma linha de raciocínio, temos Feijó e Carvalho (2000). O argumento é de que os aumentos de produtividade média têm sido obtidos através da reestruturação produtiva. Assim, aumentos de produção não se refletem na necessidade de mais trabalhadores, devido à expansão da produtividade, em que “cada trabalhador passa a valer por dois”, colocando de modo pitoresco.

Todavia essa argumentação de redução do nível de emprego em virtude do aumento da produtividade pode estar equivocada. O ponto central da crítica é que aumentos da produtividade média do trabalho não necessariamente levariam a reduções do nível de emprego, desde que o aumento da produtividade marginal do trabalho fosse maior que o aumento do custo marginal do trabalho dentro do arcabouço teórico do comportamento da firma minimizadora de custos. Como os reais aumentos de produtividade média verificados na indústria brasileira e na gaúcha não necessitam ser iguais a aumentos da produtividade marginal, a efetiva análise dos caminhos para a expansão do emprego na indústria (gaúcha), seja pela retomada do nível de atividade, seja por reduções do salário real, passa pela especificação de uma equação de demanda por emprego. Este é o objetivo de nosso artigo.

## **1 - Fatos estilizados do emprego, do produto e da produtividade das indústrias brasileira e gaúcha nos anos 90**

Conforme mencionamos acima, o Brasil experimentou, na década de 90, um processo de reestruturação na sua cadeia produtiva, que coincidiu com a abertura da economia realizada durante o Governo Collor. Os ganhos de produtividade ocorridos durante a primeira metade da década de 90 ficam claros, inclusive com resultados setoriais, em Cacciamali e Bezerra (1997). Na segunda metade da década, existem evidências de que esses ganhos foram acelerados; ver Rosa e Nogueira (1998)<sup>2</sup>.

Todavia podem ser definidos dois períodos em relação ao nível de preços: o Plano Real, cuja terceira fase começou em julho de 1994, foi um marco na história brasileira de planos econômicos destinados a combater o processo inflacionário persistente na sua economia. Fazendo uso de uma taxa de câmbio controlada e sobrevalorizada em relação ao dólar, de juros altos para conter o consumo e sustentar o câmbio e da abertura comercial para manter o controle sobre os preços internos, o Plano Real obteve um verdadeiro sucesso no controle sobre as taxas de inflação.

Conseqüências adicionais desse conjunto de medidas podem ser indicadas, como a elevação da massa de salários reais na economia, a formação de déficits

---

<sup>2</sup> Ver, também, Bonelli e Fonseca (1998), com uma estimação de índices de produtividade com mais de um fator de produção para a indústria brasileira, chegando a resultados equivalentes.

na balança comercial, a elevação das taxas de desemprego e o crescimento substancial dos índices de produtividade na economia, seja em função de alterações nas relações de capital-trabalho dentro das empresas, seja pela simples redução do pessoal empregado e das horas trabalhadas na produção, como afirmam os autores citados acima.

Dessa forma, é sugerida a existência de dois quadros significativamente diferentes, durante a década de 90, na economia brasileira, na sua influência sobre o nível de emprego. Até julho de 1994, observaram-se ganhos de produtividade, decorrentes de abertura comercial recente, que causaram aumentos no custo da mão-de-obra, compensados por elevados índices de inflação. Os repasses das perdas inflacionárias eram feitos por cláusulas de indexação nos contratos, provocando uma espiral no comportamento inflacionário e reduzindo a influência do nível de salários na quantidade de emprego ofertada. Após julho de 1994, verificou-se a existência de ganhos substanciais de produtividade na economia brasileira, aumentando os rendimentos da mão-de-obra empregada, contendo os preços e elevando a eficiência da economia, tendo como custo maiores níveis de desemprego, decorrentes de políticas monetária e fiscal contracionistas (em nível macroeconômico) e de ajustes estruturais fundamentais na estrutura de produção, que davam preferência a processos intensivos em capital.

Talvez nenhum outro estado do País tenha sentido tão profundamente as mudanças ocorridas nessa época como o Rio Grande do Sul. Uma rápida observação na estrutura do seu parque industrial já permite uma leve noção a esse respeito. Observando as microrregiões que detêm as mais diferentes atividades fabris, quatro grandes pólos fundamentais se destacam: a Região Norte-Nordeste, forte pólo de atuação da indústria metal-mecânica, concentrando praticamente toda a produção dos gêneros metalúrgica, mecânica, material de transporte, material elétrico e de comunicações; o Vale do Sinos, com todo um conjunto de indústrias que trabalham com produtos de baixo valor agregado, fundamentalmente na área de couros e peles e calçados; e a Região Sul, uma zona de menor desenvolvimento industrial do Estado, que recebe as atividades complementares à agricultura, em especial o beneficiamento de grãos.

De acordo com Bonneli e Gonçalves (1998), a indústria produtora de bens intensivos em mão-de-obra, que, já desde o início da década de 90, lutava para concorrer com os bens de outros países, com o Plano Real e as mudanças na condução da taxa de câmbio, passou a acelerar de forma dramática as suas mudanças estruturais, buscando, cada vez mais, aumentar os ganhos de produtividade nas unidades fabris.

Passa a ser claro o forte impacto que esse conjunto de mudanças teve sobre o nível de emprego. O Gráfico 2 mostra a evolução do nível de emprego agregado da indústria gaúcha desde 1991. Nele, é possível perceber um movimento recessivo em 1992, seguido de uma leve recuperação nos anos de 1993 e 1994. A partir da metade de 1995, com o fim da “bolha” de consumo decorrente da estabilidade de preços advinda do Plano Real, o índice de emprego passou a apresentar constantes quedas na sua evolução até dezembro de 1998, onde estacionou em um nível 20% menor que no início da década.

Apesar dessa evolução desfavorável do nível de emprego, devemos frisar que os índices referentes às vendas reais da indústria de transformação se mantêm na sua trajetória de crescimento ao longo do tempo.

## **2 - Metodologia e análise dos dados**

### **2.1 - Referencial teórico**

Algumas suposições devem ser feitas para a formulação de um modelo que tente explicar o comportamento do emprego nas firmas ao longo do tempo, para oferecer um mínimo de estrutura a esta análise. Para evitar a necessidade de modelar o mercado de produtos, tomaremos a indústria como composta por empresas que minimizam custos<sup>3</sup>, seguindo a quase-totalidade dos artigos sobre demanda por emprego (Hamermesh, 1993). Supondo-se que existam dois fatores de produção (capital e mão-de-obra) e considerando-se que, somente no longo prazo, é possível para as firmas arbitrarem as quantidades de ambos os insumos, no curto prazo torna-se o fator capital como sendo constante. Assim, o empresário contrata o volume de mão-de-obra que lhe permite produzir a quantidade de produto desejada de modo mais eficiente, minimizando os seus custos de produção. Além disso, o mercado dos fatores de produção é dado como sendo de concorrência perfeita, permitindo, dessa forma, que os salários possam ser tomados como elementos exógenos para as empresas, seguindo quase todos os trabalhos na área. Dado que a indústria emprega menos de 30% da

---

<sup>3</sup> Pode ser demonstrado que uma firma maximizadora de lucros também é minimizadora de custos (Varian, 1992). Dessa forma, a hipótese de minimização de custos não implica que as empresas não maximizam lucros. Da mesma forma, se uma empresa buscar certa meta de lucro satisfatória ao invés de maximizadora, os incentivos se mantêm para a minimização de custos.

mão-de-obra do Estado (16,35% do pessoal ocupado, segundo a PNAD-IBGE de 1997), esta não parece ser uma hipótese muito forte.

Dentro desse modelo básico, Varian (1992), por exemplo, indica algumas relações importantes da determinação do nível de emprego: a quantidade demandada de trabalho pelas firmas possui uma relação inversamente proporcional ao custo da mão-de-obra, constituindo, assim, uma relação de demanda por mão-de-obra; o Produto da economia possui uma relação positiva com o nível de emprego, uma vez que, para produzir mais, o empresário necessita de maior quantidade do insumo mão-de-obra, *ceteris paribus*.

Com isso em vista, para um estudo de longo prazo da relação entre as variáveis é necessário formularmos uma regressão para o nível de emprego, tendo como variáveis explicativas o custo real da mão-de-obra, o valor real das vendas e uma tendência que captura os efeitos do progresso tecnológico. De forma a gerar dados comparáveis com outros trabalhos, supomos uma função log linear para a demanda por emprego, expressa através da seguinte equação:

$$\ln N_t = \alpha + \beta \ln(W/P)_t + \gamma \ln V_t + \delta t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

onde:  $N$  é o nível de emprego;  $W/P$  o custo real da hora trabalhada na produção;  $V$  um índice de vendas reais da indústria, utilizada como *proxy* do produto industrial;  $t$  uma tendência linear, que captura os efeitos do progresso técnico (Hamermesh, 1993); e  $\varepsilon_t$  um termo aleatório.

No debate sobre as tendências do emprego industrial no Brasil, muita ênfase tem sido dada aos efeitos da produtividade sobre a ocupação. Todavia note-se que a adição de uma variável que expresse diretamente os efeitos da produtividade se torna desnecessária e não recomendada basicamente por três motivos. Primeiro, a produtividade, geralmente medida como a razão produto-emprego, é claramente endógena, pois depende do emprego, que é nossa variável dependente. Incluir a produtividade como variável explicativa implica inserir uma variável explicativa endógena, viesando os resultados quando estimados por mínimos quadrados. Segundo, dentro de nosso modelo, não há justificativa teórica para incluir produtividade média como uma variável explicativa. Dessa forma, seguindo os trabalhos publicados no Brasil<sup>4</sup>, deixamos a produtividade de fora do modelo empírico. Terceiro, o modelo acima incorpora os efeitos do aumento da produtividade na demanda por emprego nos coeficientes estimados.

<sup>4</sup> Ver os trabalhos listados no Quadro 5.

Tomemos, por exemplo, a seguinte versão da equação (1):

$$\ln N_t = a + b \ln(W/P)_t + c \ln V_t + d t + e \ln(V/N)_t + \varepsilon_t,$$

que pode ser reescrita como

$$\ln N_t = [a + b \ln(W/P)_t + (c+e) \ln V_t + d t + \varepsilon_t] / (1+e).$$

Já que o coeficiente  $e$  é fixo no tempo, a estimação de (1) é compatível com um modelo que inclua produtividade (embora tal modelo formal não tenha sido apresentado na literatura).

## 2.2 - Descrição e análise das variáveis

As variáveis estão todas disponíveis na Confederação Nacional da Indústria (CNI) e na Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul (FIERGS). Os dados referem-se à indústria de transformação e estão apresentados na forma de número-índice, com base 100 igual à média de 1992, sem passar por processo de dessazonalização. A população-alvo da pesquisa é constituída pelo conjunto das empresas que responderam ao questionário da RAIS de 1988. Os gêneros nela incluídos, que compõem o resultado agregado, respondem por 70% do valor da produção da indústria de transformação do Estado, conforme o Censo Industrial do IBGE de 1985. Os demais gêneros são agregados em "outros". A cobertura mínima da amostra é de 40% do total de empregados da indústria do Estado, tendo como informações de referência a RAIS. A seleção de empresas é feita a partir de amostragem intencional, buscando cobrir o percentual de empregados determinado. A Tabela A, colocada no Apêndice, contém a estatística descritiva de cada uma das variáveis utilizadas.

### 2.2.1 - Pessoal empregado total (N)

A variável "pessoal empregado total" engloba a totalidade do pessoal com vínculo empregatício que esteja trabalhando dentro da empresa (unidade de investigação) no último dia do mês, incluído ou não no processo de produção. Estão incluídos os funcionários temporariamente ausentes, como, por exemplo, em férias.

Essa variável apresenta um comportamento marcado por dois momentos: antes e depois do Plano Real (1994). Após um período de relativa estabilidade,



transcorrido antes do Plano Real, houve uma retração muito forte, que se acentuou ao final do primeiro semestre de 1995, quando se fez sentir sobre toda a economia o primeiro choque nas taxas de juros internas. O Gráfico 2 mostra a evolução dessa variável ao longo do tempo. Verifica-se um pico localizado no mês de abril de 1995, antes da brusca queda verificada a partir de então. Este foi o maior valor atingido em toda a série de dados.

### 2.2.2 - Custo real da hora trabalhada (W)

Esse índice foi construído a partir da razão entre dois indicadores da indústria: a massa de salários líquidos e as horas trabalhadas na produção. A massa de salários líquidos inclui apenas o valor pago diretamente aos empregados da empresa, não sendo considerados os encargos (décimo terceiro salário, por exemplo) e demais custos incorridos na demissão ou na contratação da mão-de-obra. Todavia devemos observar que existe a inclusão de valores referentes ao pagamento de horas extras trabalhadas. A variável é deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor do IBGE referente à Região Metropolitana de Porto Alegre. A variável horas trabalhadas na produção é o resultado da contabilização, dentro da empresa investigada, do total de horas destinadas à atividade-fim realizada dentro da empresa, não sendo incluídas, por exemplo, as horas trabalhadas de setores burocráticos ou dos demais não vinculados à atividade produtiva.

A respeito da análise da dinâmica dos salários reais pagos pela indústria, devemos destacar que a quebra estrutural advinda com o Plano Real provocou, tal como outras análises já haviam demonstrado para os salários no País, a existência de um ganho significativo para os trabalhadores, proveniente da queda brusca dos índices inflacionários. Esse ganho localizado teve o seu ápice em maio de 1995, possivelmente refletindo o aumento do salário mínimo.

Notamos a presença de três “regimes”: o primeiro, ao longo de todas as oscilações inflacionárias ocorridas no período; o segundo, mostrando os ganhos ocorridos durante a fase inicial do Plano de Estabilização de 1994, e, finalmente, um terceiro, representado pelo aumento significativo de custo que a hora trabalhada passou a apresentar em termos reais para a indústria no período de desaquecimento da economia.

Notamos, ainda, a existência clara de um período de transição e de rápido aumento dos custos salariais, entre set./94 e set./95, período de forte aquecimento da atividade econômica no País.

### 2.2.3 - Vendas reais (V)

Incluem todas as receitas auferidas pelas empresas na forma de vendas dos seus produtos, não abarcando a prestação de serviços, as transferências entre estabelecimentos e a venda de ativos fixos ou a revenda de matéria-prima beneficiada. As operações de exportação estão incluídas nessa variável. Os valores são deflacionados pelo Índice de Preços no Atacado-oferta global.

O fator sazonalidade destaca-se na variável: a série de vendas apresenta vales determinados sobre os primeiros meses de cada ano, apresentando recuperação nos meses posteriores. Percebe-se, claramente, um movimento de expansão forte nas vendas localizado no segundo semestre de 1994 (quebrando um pouco o movimento sazonal usual da série), que durou até o final do ano, caracterizando a “euforia consumista” pós-Plano Real. Ocorreu, em 1995, uma baixa recuperação das vendas, seguida de uma forte queda nos meses de janeiro e fevereiro de 1996, podendo indicar uma quebra estrutural de nível na série. A partir de 1996, foi observada uma certa regularidade nos ciclos sazonais de vendas.

## 3 - Análise empírica da relação emprego-produto-salário

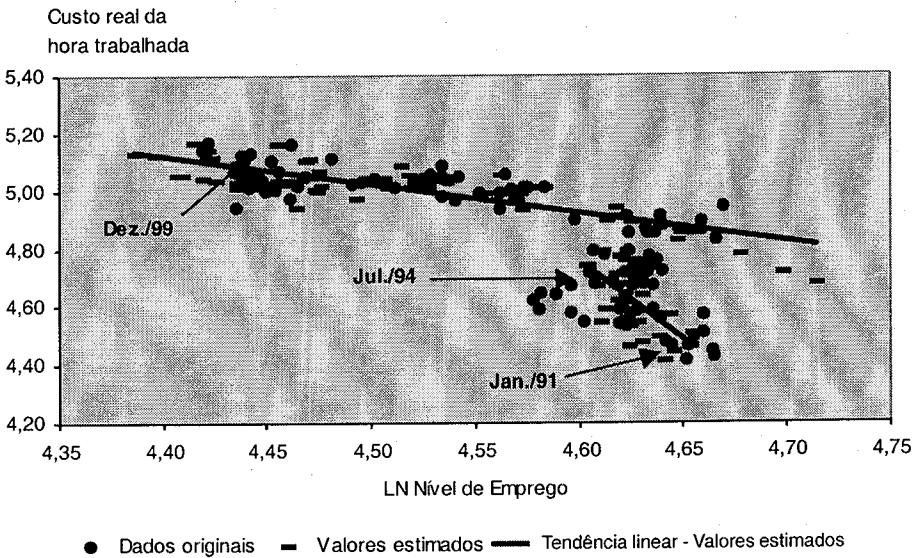
Antes de formalizarmos a função de demanda por emprego no Rio Grande do Sul, iniciaremos com uma análise de regressão exploratória bivariada. Sobre a relação emprego-salário, podemos ver, no Gráfico 3, dois regimes. O primeiro, até aproximadamente o fim de 1994, indica uma relação negativa inelástica do nível de emprego em relação ao salário real e, numa segunda fase, com a estabilização da economia, uma relação extremamente elástica e negativa. Baseados apenas nesse gráfico, somos levados a concluir que o aumento do salário real verificado no período pós-Plano Real foi o responsável pela redução do nível de emprego na indústria gaúcha.

A respeito da relação emprego-produto industrial, no Gráfico 4, vemos, mais uma vez, dois regimes, destacados pelas linhas de tendência: na primeira metade dos anos 90, uma relação inelástica e positiva entre produto e emprego; já na segunda metade, uma relação inesperadamente negativa e elástica entre produto e emprego. *A priori* o leitor desavisado seria levado a concluir que futuros aumentos do valor da produção seriam deletérios para o nível de emprego industrial. Todavia interpretar as linhas de tendência do Gráfico 4 é omitir o efeito do salário, teoricamente esperado, no emprego. Apesar da relação inversa produto-emprego no Gráfico 4, pode ser que a relação seja, na verdade, positiva,

como esperado teoricamente. Notemos que, no período, os salários tiveram um aumento importante, assim como o produto. Basta supormos um efeito negativo dos salários no emprego e uma correlação negativa, como a observada, entre salários e produto, para que a correlação entre produto e emprego, sem controle do nível de salários, seja negativa.<sup>5</sup>

Gráfico 3

Ajuste de linha da regressão com quebra em julho de 1994 e nível de emprego *versus* custo real da hora trabalhada — 1991-99

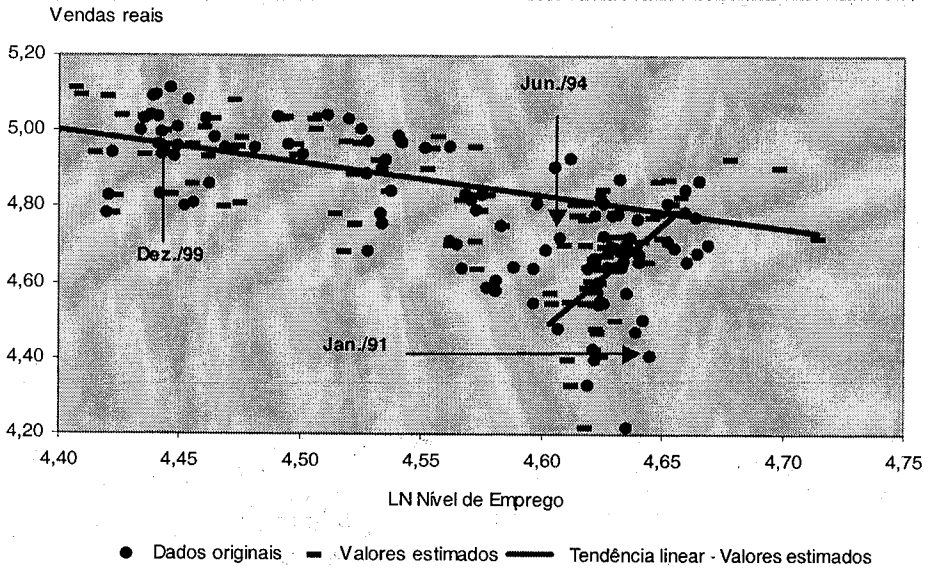


FONTE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.  
 NOTA: Variáveis expressas em logaritmo natural.

<sup>5</sup> Uma justificativa formal para tal viés no Gráfico 4 pode ser vista em Maddala (1996), seção 4.9.

## Gráfico 4

## Ajuste de linha da regressão com quebra em julho de 1994 e nível de emprego versus vendas reais — 1991-99



FONTE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

NOTA: Variáveis expressas em logaritmo natural.

Alternativamente, no Quadro 1, temos os efeitos *ceteris paribus* do produto e dos salários sobre o emprego. Estatisticamente, a mudança de regime é identificada com um teste de previsão de Chow (Maddala, 1996, cap.4). A estatística de 3,50 (*p-value* menor que 0,01) sugere que, efetivamente, houve uma quebra estrutural na relação emprego-salário-produto na indústria gaúcha em 1995. Na primeira metade da década, o salário não teve impacto significativo sobre o emprego, com um efeito positivo do produto. A partir de 1995, o salário real passou a ter um efeito negativo (mas inelástico, em torno de -0,2) sobre o emprego, e o produto deixou de influenciar o emprego. Ao que parece, o resultado do Gráfico 4 deve-se a uma correlação espúria entre produto e emprego. Ao longo de todo o período, o coeficiente negativo da tendência sugere que o progresso técnico foi poupador de mão-de-obra.

Testes de especificação do modelo sugerem que existe forte autocorrelação nos resíduos. Dessa forma, os desvios-padrão apresentados foram calculados pelo método de Newey-West (Greene, 1996), que corrige para heterocedasticidade e autocorrelação desconhecidas. Todavia os baixíssimos valores da estatística Durbin-Watson, menores que os  $R^2$ , sugerem que os resíduos da regressão sejam não estacionários, gerando, assim, problemas de regressão espúria. Faz-se mister o estudo das propriedades de cointegração.

## Quadro 1

Modelo com nível de emprego como variável endógena para os períodos anterior e posterior a jul./94

VARIÁVEIS	JAN/91-JUN/94		JUL/94-DEZ/98	
	Coefficiente	Estatística "t"	Coefficiente	Estatística "t"
Constante	3,787822	(1) 7,268	6,182157	(1) 15,535
Salários	0,099305	1,185	-0,26444	(1) -4,065
Vendas	0,089446	(1) 2,088	-0,02022	-0,4322
Tendência	-0,001627	(1)-2,158	-0,003140	(1)-10,245
$R^2$	0,3009		0,9459	
Estatística "F"	1,014		(1)56,238	
Durbin-Watson	0,207		0,402	
Teste de Chow (quebra estrutural)			(1)F = 3,504	

FONTE: DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

NOTA: Desvios-padrão consistentes com heterocedasticidade e autocorrelação de acordo com o método Newey-West.

(1) Significância do coeficiente a 5%.

A respeito do teste para verificar a existência de raízes unitárias nas séries temporais estudadas, a Tabela B, localizada no Apêndice, mostra que o log das variáveis apresentaram o comportamento esperado: elas são  $I(1)$ , na série em nível. Entretanto o resultado pode ter sido influenciado por quebras estruturais no processo gerador dos dados. Assim, na Tabela C do Apêndice, apresentamos os testes de Perron (1989) para estudar a existência de raízes unitárias. Verificamos que, apesar de existirem mudanças de tendência, não podemos rejeitar a hipótese de tendência estocástica nas variáveis. Desse modo, os resultados do Quadro 1 podem ser invalidados devido à correlação espúria.

Para investigar esse problema, passamos ao estudo de cointegração entre as variáveis. Utilizamos o método de Johansen (que pode ser visto em Enders (1995), ou em Harris (1995) e outros). Esse método é dito superior ao método de Engle-Granger, pois, em nosso caso, com três variáveis no sistema, é possível

que haja mais de um vetor de cointegração, ou seja, mais de uma relação estável e ergódica entre emprego, salários e produto na indústria gaúcha, entre 1995 e 1999. Além disso, pode ser que as nossas variáveis explicativas sejam, na verdade, endógenas, por serem contemporaneamente correlacionadas com o erro da equação de demanda por emprego. No modelo de Johansen, estimamos uma forma reduzida dinâmica do modelo, não exigindo que salários e produto sejam exógenos.<sup>6</sup>

Antes de verificarmos a existência ou não de cointegração entre as variáveis, primeiro, temos de especificar a validade de termos determinísticos e defasagens para testarmos a cointegração através de testes de razão de verossimilhança. Testes preliminares, disponíveis com os autores deste texto, sugerem que o número de defasagens é menor que 2. No Quadro 2, testamos em um modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC) a possibilidade de *dummies* sazonais em diferentes conjuntos de hipóteses sobre constantes e tendência. Em todos os casos, claramente rejeitamos as hipóteses em que não há efeitos sazonais. Passando então à hipótese de constantes e tendências, (Quadro 3), vemos que o melhor modelo é aquele que inclui uma constante no vetor de cointegração e nenhuma tendência nos dados.

Para esse modelo, no Quadro 4, apresentamos o teste de cointegração. Rejeitamos a hipótese de nenhum vetor de cointegração e aceitamos a hipótese de, no máximo, um vetor de cointegração.<sup>7</sup> Apresentamos no mesmo quadro, a relação de longo prazo observada no período. Verificamos que o efeito positivo do produto é não-significativo. Por outro lado, a redução do emprego no período parece ter sido explicada pelos aumentos nos salários reais.<sup>8</sup>

Infelizmente, não podemos interpretar os coeficientes estimados como elasticidades, pois transformações lineares do vetor de cointegração também geram um vetor de cointegração. Para obtermos uma evidência da magnitude dos efeitos de uma mudança dos salários e do produto no emprego da economia gaúcha, estimamos as funções impulso-resposta para o sistema de Correção de Erros Vetorial.

<sup>6</sup> Ver, também, Gonzaga e Corseuil (1997).

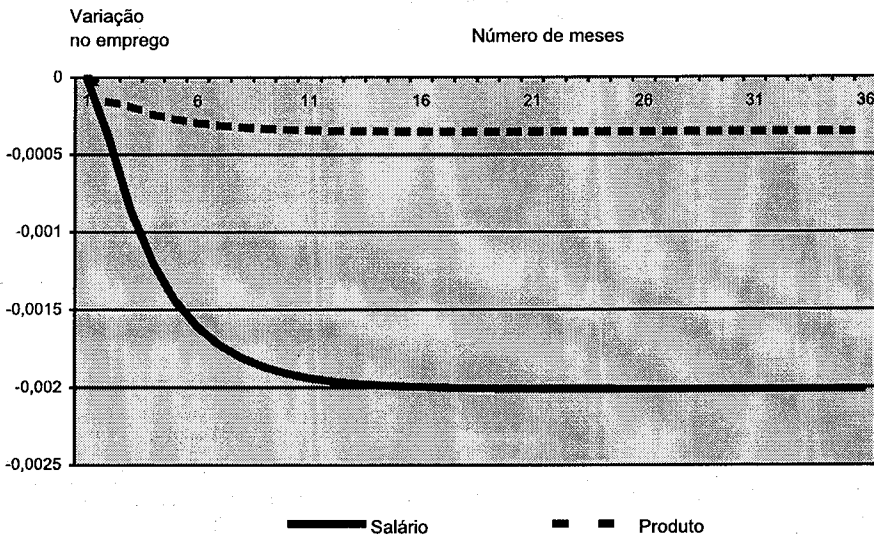
<sup>7</sup> Tal conclusão não é modificada se outras hipóteses sobre os termos determinísticos são feitas. Os resultados completos estão disponíveis com os autores.

<sup>8</sup> *A priori*, parece incongruente uma redução do emprego devido a salários mais altos em um ambiente de taxas de desemprego crescentes. Uma justificativa para tais aumentos seria encontrada em modelos de salário-eficiência, em que maiores níveis de esforço são obtidos dos trabalhadores através do aumento de salário real, apesar de haver excedente de mão-de-obra, ou seja, aumento (ou existência) de desemprego.

No Gráfico 5, vemos o impacto final, dentro do sistema, de um aumento em um desvio-padrão do nível de salários reais e das vendas. Vemos que o efeito do salário é uma redução no emprego, embora pequena. Já o efeito do produto, no curto prazo, dentro do sistema, é um efeito negativo, bem menor e muito provavelmente insignificante. Note-se também que o efeito final é rapidamente sentido, sendo, na quase-totalidade, verificado no período de um ano. Em outras palavras, o mercado de emprego industrial no Brasil parece bem fluido, pois o período mediano de ajuste em Hamermesh (1993) para os estudos em países desenvolvidos parece estar em torno de meio ano.

Gráfico 5

Estimativa do impacto de uma inovação de um desvio-padrão no salário e no produto e no emprego industrial no Rio Grande do Sul



FONTE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

## Quadro 2

Testes de razão de verossimilhança em modelos de Correção de Erro Vetorial para sazonalidade em modelo de emprego-salário-produto no RS — 1995-99

HIPÓTESES	LOG LIKEHOOD	TESTE	CONCLUSÕES
H <sub>0</sub> . VEC sem constante em séries sem tendência – sem sazonalidade H <sub>1</sub> . VEC sem constante em séries sem tendência – com sazonalidade	398,1997 466,3777	(1)136,356	Constantes de sazonalidade diferentes de zero
H <sub>0</sub> . VEC com constante em séries sem tendência – sem sazonalidade H <sub>1</sub> . VEC com constante em séries sem tendência – com sazonalidade	398,9518 468,5133	(1)139,123	Constantes de sazonalidade diferentes de zero
H <sub>0</sub> . VEC com constante em séries com tendência – sem sazonalidade H <sub>1</sub> . VEC com constante em séries com tendência – com sazonalidade	400,5831 470,6905	(1)140,215	Constantes de sazonalidade diferentes de zero

FORNE DOS DADOS BRUTOS. FIERGS.

NOTA: 1. Teste de Razão de Verossimilhança generalizado,  $L = -2(\log Lik H_0 - \log Lik H_1)$ , com distribuição  $\chi^2$  com 11 (12 no caso sem constante) graus de liberdade.

2. Modelo VEC com uma defasagem.

(1) Significativo a 5%.

## Quadro 3

Teste de escolha entre termos determinísticos para as equações de cointegração em modelos de emprego-salário-produto no RS — 1995-99

HIPÓTESES	TESTE	DIFERENÇA NO NÚMERO DE VARIÁVEIS	RESULTADOS
H <sub>0</sub> . VEC sem constante em séries sem tendência; H <sub>1</sub> . VEC com constante em séries sem tendência	(1)4,2712	1 grau de liberdade	VEC com constante em séries sem tendência é melhor
H <sub>0</sub> . VEC com constante em séries sem tendência; H <sub>1</sub> . VEC com constante em séries com tendência	(1)4,3545	3 graus de liberdade	VEC com constante em séries sem tendência é melhor
H <sub>0</sub> . VEC sem constante em séries sem tendência; H <sub>1</sub> . VEC com constante em séries com tendência	8,6257	4 graus de liberdade	VEC sem constante em séries sem tendência é melhor

FORNE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

NOTA: 1. Teste de Razão de Verossimilhança generalizado,  $L = -2(\log Lik H_0 - \log Lik H_1)$ , com distribuição  $\chi^2$ .

2. Modelo VEC com uma defasagem.

(1) Significativo a 5%.



Quadro 4

Resultado da cointegração por Johansen entre nível de emprego com o custo real da mão-de-obra e vendas reais — jan./95-dez./99

AUTOVALOR	RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA	VALOR CRÍTICO (5%)	VALOR CRÍTICO (1%)	NÚMERO DE VETORES DE COINTEGRAÇÃO
0,369954	46,46837	34,91	41,07	Nenhum (1)
0,168602	18,75061	19,96	24,60	No máximo 1
0,120026	7,671778	9,24	12,97	No máximo 2
Coeficientes de cointegração normalizados: 1 equação de cointegração				
Ln(N)	Ln(W/P)	Ln(V)	Constante	
1,0000	2,573898 (1,12759)	-0,714061 (0,66518)	-13,90455 (2,71257)	
Log de verossimilhança = 468,5133				

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

NOTA: Equação com *dummies* sazonais ortogonalizadas, sem tendência e com constante no vetor de cointegração.

(1) Mostra rejeição da hipótese a 1% de nível de significância. O teste da razão de verossimilhança aponta um vetor de cointegração ao nível de 5%.

Colocando a equação de longo prazo em um formato como (1), temos

$$\ln N_t = 13,904 - 2,5738 \ln(W/P)_t + 0,714 \ln V_t,$$

sendo o coeficiente do produto insignificante do ponto de vista estatístico. Escrivendo os coeficientes de longo prazo em termos de elasticidades e utilizando os valores obtidos na equação estimada por OLS no Quadro 1, temos, no Quadro 5 uma comparação dos resultados obtidos na literatura brasileira das elasticidade-salário e elasticidade-produto do emprego (em geral, industrial). A elasticidade-produto estimada aqui, ao contrário dos estudos anteriores, não foi significativa. Por outro lado, nossa estimativa de elasticidade-salário está dentro dos valores estimados por outros pesquisadores para o Brasil, em diferentes períodos. Em suma, parece que, para cada 10% de aumento dos salários reais, o emprego cairia em torno de 3% no Rio Grande do Sul, mantidas as condições verificadas durante a segunda metade dos anos 90.

Quadro 5

Resultados de estudos no Brasil sobre a elasticidade-produto  
e a elasticidade-salário do nível de emprego

AUTORES	DADOS		ELASTICIDADE- -PRODUTO DO EMPREGO	ELASTICIDADE- -SALÁRIO DO EMPREGO
	Período	Local		
Bacha (1972)	1949-69	Brasil	0,56	-0,28
Calabi e Luque (1985)	1971-81	Brasil	0,47	-0,18
Bugarin (1989)	Jan./75-jul./88	São Paulo	0,91	-
Gonzaga e Corseuil (1997)	Jan./85-mar./97	Brasil	0,95	-0,62
Fasolo e Ribeiro (2001)	Jan./95-dez./99	Rio Grande do Sul	Não-significativo	-0,26

## 4 - Conclusões

O objetivo neste artigo foi estudarmos o comportamento do emprego industrial, dos salários reais e do índice de vendas da indústria gaúcha nos anos 90, considerando suas inter-relações. Em particular, através de uma equação de demanda por emprego, baseado em um modelo tradicional de minimização de custos, encontramos uma forte quebra estrutural na relação entre as variáveis a partir de 1995. Estudando em detalhe, através de uma metodologia econométrica moderna, a relação emprego-produto-salários, verificamos que a queda do emprego no período pode ser explicada por aumentos do salário real. Ao mesmo tempo, as perspectivas para os primeiros anos de 2000 indicam que, mantida a velocidade da reestruturação produtiva, aumentos do nível de emprego só serão possíveis com reduções do salário real ou com uma mudança das condições tecnológicas na indústria. De qualquer forma, para maior segurança nestas conclusões, sugerimos o uso de outros dados, como os do IBGE, ou até de microdados, para a obtenção de maiores evidências sobre a relação emprego-produto-salário na economia gaúcha.

## Apêndice

Tabela A

Estatística descritiva das variáveis utilizadas

ESTATÍSTICAS	EMPREGO	SALÁRIO	VENDAS
<b>Níveis</b> .....	N	W	V
Média .....	97,63	127,19	118,66
Desvio-padrão .....	6,483	25,367	20,219
<b>Primeiras diferenças</b> ...	$\Delta N$	$\Delta W$	$\Delta V$
Média .....	-0,219	0,930	0,607
Desvio-padrão .....	0,880	6,201	11,351
<b>Logaritmos</b> .....	n	w	v
Média .....	4,578	4,829	4,761
Desvio-padrão .....	0,068	0,207	0,176

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

NOTA: A base de dados é 1992 = 100.

Tabela B

Resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado

VARIÁVEIS	VALOR DO TESTE t	DEFASAGEM SIGNIFICATIVA DO TESTE (1)	EXISTÊNCIA DE RAIZ UNITÁRIA
Vendas	-3,0396 (2)[-3,463]	11	Sim [I(1)]
Pessoal	0,21624 (2)[-3,458]	14	Sim [I(1)]
Salários	-1,5812 (2)[-3,46]	12	Sim [I(1)]

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

NOTA: Os testes incluem as variáveis de tendência (apenas vendas) e *dummies* de sazonalidade.

(1) Número de defasagens estipulado através do teste t dentro da equação de Dickey-Fuller ampliada. O resultado corresponde à defasagem de maior valor do módulo de t. (2) Valores expressos entre colchetes, abaixo dos resultados do teste t, mostram os limites críticos a 5%.

Tabela C

Resultado do teste de Perron (1989) para raízes unitárias com quebra estrutural

VARIÁVEIS	VALOR DO TESTE t	DEFASAGEM SIGNIFICATIVA DO TESTE (1)	EXISTÊNCIA DE RAIZ UNITÁRIA
Vendas (H <sub>1</sub> ) (2)	-3.615	11	Sim
Vendas (H <sub>2</sub> ) (3)	-3.466	11	Sim
Vendas (H <sub>3</sub> ) (4)	-3.617	11	Sim
Pessoal (H <sub>1</sub> )	-2.3645	12	Sim
Pessoal (H <sub>2</sub> )	-3.543	12	Sim
Pessoal (H <sub>3</sub> )	-3.442	12	Sim
Salário (H <sub>1</sub> )	-1.331	14	Sim
Salário (H <sub>2</sub> )	-2.561	14	Sim
Salário (H <sub>3</sub> )	-2.314	14	Sim

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FIERGS.

NOTA: Valores críticos a 10%, para quebra em janeiro de 1995, ou seja, 44% da amostra: H<sub>1</sub>: -3.44; H<sub>2</sub>: -3.66; H<sub>3</sub>: -3.95. Os testes incluem *dummies* de sazonalidade;

(1) Defasagem estipulada através do teste t dentro da equação de Dickey-Fuller ampliada. O resultado corresponde à defasagem de maior valor do módulo de t. (2) H<sub>1</sub>: Mudança pontual em processo com raiz unitária. (3) H<sub>2</sub>: Mudança de *drift* em processo com raiz unitária. (4) H<sub>3</sub>: ambas H<sub>1</sub> e H<sub>2</sub> são verdadeiras.

## Bibliografia

- BONELLI, Régis (1998). **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira.** Rio de Janeiro : IPEA. (Texto para discussão IPEA; n. 557).
- BONELLI, Régis, FONSECA, Renato (1998). Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro : IPEA, v. 28, n. 2, p. 273-314.
- BONELLI, Régis, GONÇALVES, Robson R. (1998). **Para onde vai a estrutura industrial brasileira?** Rio de Janeiro : IPEA. (Texto para discussão IPEA; n. 540).
- CACCIAMALI, Maria Cristina, BEZERRA, Lindemberg de Lima (1997). Produtividade e emprego industrial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, n. 51, jan./mar.
- CARNEIRO, Francisco G., HENLEY, Andrew (1996). Modelling aggregate real wages in Brazil: exogeneity issues and policy implications. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMETRIA, 20., Vitória. **Anais...** Vitória.
- CASTRO, Antônio Barros de (1985). Ajustamento X transformação: a economia brasileira de 1974 a 1984. In: CASTRO, Antônio Barros de, SOUZA, Francisco E. Pires de. **A economia brasileira em marcha forçada.** Rio de Janeiro.
- ENDERS, Walter (1995). **Applied econometric time series.** New York : Wiley.
- FEIJÓ, Carmem Aparecida, CARVALHO, Paulo Gonzaga M. de (2000). Mudanças na estrutura industrial. **Gazeta Mercantil**, São Paulo, p. A-3. 5 jul.
- GONZAGA, Gustavo, CORSEUIL, Carlos Henrique (1997). Emprego industrial no Brasil: uma análise de curto e longo prazos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMETRIA, 19. **Anais....** [s.l. : s.n.].
- GREENE, William (1996). **Econometric analysis.** 3. ed. New York : Prentice Hall.
- HAMERMESH, Daniel (1993). **Labor demand.** Princeton: University.
- HARRIS, R. I. D. (1995). **Using cointegration analysis in econometric modelling.** Londres : Harvester Wheatsheaf.
- MADDALA, S. G. (1996). **Introduction to Econometrics.** 2. ed. New York : McGraw-Hill.

- MATA, Milton da, BACHA, Edmar (1973). Emprego e salários na indústria de transformação, 1949/1969. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 3, n. 2, p. 303-340, jun.
- NAJBERG, Sheila, VIEIRA, Solange Paiva (1996). **Modelos de geração de emprego aplicados à economia brasileira — 1985/95**. Rio de Janeiro. (Textos para Discussão BNDES; n. 39).
- PERRON, Pierre (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, nov.
- ROSA, Antônio Lisboa T. da, NOGUEIRA, Cláudio André Gondim (1998). Abertura econômica e competitividade da indústria brasileira: uma análise regional (1985-1997). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 26., Vitória. **Anais...** . Vitória : ANPEC. v. 3.
- VARIAN, Hal (1992). **Microeconomic analysis**. 3. ed. New York : W. W. Norton.
- VILLELA, A., AMADEO, E. J. (1994). Crescimento da produtividade e geração de empregos na indústria Brasileira. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 1., jun.

## Abstract

Using econometric methods, this articles contrasts the proposition that economic growth could return Rio Grande do Sul industrial employment back to its pre-Real Plan historical levels, against the data interpretation that suggests that output increases would decrease industrial employment. Our results suggest that, given the current productive restructuring, Rio Grande do Sul's industrial employment growth would come from real wage reductions, not from output increases.