

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 557

**GANHOS DE PRODUTIVIDADE E DE  
EFICIÊNCIA: NOVOS RESULTADOS  
PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Regis Bonelli<sup>\*</sup>  
Renato Fonseca<sup>\*\*</sup>

Rio de Janeiro, abril de 1998

---

\* Pesquisador-visitante na Diretoria de Pesquisa do IPEA.

\*\* Economista da Confederação Nacional da Indústria (CNI).



*O IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.*

**Presidente**

*Fernando Rezende*

**Diretoria**

*Claudio Monteiro Considera*

*Luís Fernando Tironi*

*Gustavo Maia Gomes*

*Mariano de Matos Macedo*

*Luiz Antonio de Souza Cordeiro*

*Murilo Lôbo*

**TEXTO PARA DISCUSSÃO** tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

**ISSN 1415-4765**

**SERVIÇO EDITORIAL**

**Rio de Janeiro – RJ**

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar – CEP 20020-010

Telefax: (021) 220-5533

E-mail: [editrj@ipea.gov.br](mailto:editrj@ipea.gov.br)

**Brasília – DF**

SBS Q. 1 Bl. J, Ed. BNDES – 10º andar – CEP 70076-900

Telefax: (061) 315-5314

E-mail: [editbsb@ipea.gov.br](mailto:editbsb@ipea.gov.br)

© IPEA, 1998

*É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte.*

*Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.*

---

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO.....	1
2 - A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES: CONSIDERAÇÕES GERAIS.....	2
3 - PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES: APLICAÇÕES AO CASO BRASILEIRO .....	7
3.1 - Uma Medida Agregada para a Economia Brasileira no Período 1970/97.....	7
3.2 - Medidas de PTF para a Indústria de Transformação Brasileira — 1970/97 .....	12
3.3 - Produtividade Total de Fatores para o Setor Agropecuário: Lavouras — 1975/96 .....	16
4 - EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA .....	21
4.1 - Evolução da produtividade da Mão-de-Obra: Visão Geral.....	22
4.2 - Salários e Produtividade .....	30
4.3 - Emprego e Produtividade.....	32
ANEXO 1.....	36
ANEXO 2.....	37
BIBLIOGRAFIA .....	43

---

---

## RESUMO

---

Este texto investiga se existem ganhos significativos de eficiência na economia brasileira nos últimos anos em relação a períodos anteriores, desde os anos 70. Seus objetivos mais gerais são: *a*) o de propor e analisar indicadores de eficiência e produtividade, com ênfase em aplicações para a década de 90; e *b*) determinar a influência dessas variáveis na competitividade da produção, particularmente manufatureira, e no desempenho comercial. A parte *b* é objeto de outro texto dos autores, continuação natural deste. Os objetivos específicos do trabalho que ora se apresenta são: desenvolver metodologia para estimar a Produtividade Total dos Fatores (PTF) agregada e segundo macrossetores da economia; aferir a fidedignidade e estudar os indicadores usuais de produtividade; e analisar a evolução da produtividade da mão-de-obra industrial brasileira.

O texto está organizado da seguinte forma. A Seção 1 introduz os temas a serem estudados. A Seção 2 apresenta considerações sobre a PTF e sugestões metodológicas de cálculo. Seguem-se, na Seção 3, aplicações de cálculo da PTF agregada e para os setores agrícola e industrial no Brasil. Na Seção 4 discute-se em mais detalhe a produtividade da mão-de-obra, incluindo uma avaliação preliminar das relações entre produtividade e salários e entre produtividade e emprego. Os Anexos 1 e 2 apresentam aspectos metodológicos das estimativas.

---

---

# ABSTRACT

---

The evolution of labor productivity in the manufacturing sector and the subject of overall efficiency gains across sectors still constitute controversial issues in the analysis of the recent performance of the Brazilian economy. Accordingly, the paper aims at investigating if the Brazilian economy has been exhibiting significant efficiency gains since the early 1990's, as compared with previous periods of time since the 1970's. We develop, for this purpose, a simple model of Total Factor Productivity (TFP) change, based on a growth accounting framework. We then proceed to estimate TFP change since the 1970's using three sets of variables and data related, respectively, to: the aggregate economy, the manufacturing sector and the agricultural sector.

The next step consists in investigating measurement and conceptual issues concerning labor productivity change, identified in the previous analysis as the main partial productivity indicator behind overall TFP change.

Our main conclusion is that Brazil has been presenting a reasonably favorable record of both efficiency and productivity gains, the main implication of which is the impact on the competitiveness of tradables.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

A evolução recente da produtividade industrial e a questão dos ganhos de eficiência da economia brasileira ainda são objeto de controvérsia entre os analistas que se dedicam a estes temas. A controvérsia tem duas dimensões, cada qual relacionada com a resposta às seguintes perguntas: existem, de fato, ganhos de eficiência<sup>1</sup> e produtividade na economia brasileira em anos recentes? Se existem, qual sua magnitude? Este texto tem início com um apanhado dessas questões, pano de fundo para nossas estimativas apresentadas em seguida.

É desnecessário relembrar, desde logo, que estamos em meio a uma etapa de mudanças tecnológico-organizacionais que constitui uma reação empresarial semelhante, em tudo, à de diversos países. Essa reação representa a principal resposta ao aumento de competição gerado por um conjunto de fatores que inclui desde a recessão de 1990/92 à abertura comercial e reforma do Estado mais recentemente. Como toda mudança desse tipo, elas não se produzem em um vácuo, mas representam a contrapartida brasileira a processos em curso há muito mais tempo em escala mundial. Essas mudanças, baseadas nos conceitos de flexibilização, *downsizing* e terceirização, mostram que o Brasil não é uma ilha em termos tecnológicos, caracterizada por um sistema econômico único no mundo em termos de práticas gerenciais, e na qual as recentes inovações tecnológico-organizacionais crescentemente adotadas em nível internacional passam ao largo. O tema da reorganização produtiva, incorporação de novas tecnologias e ganhos de produtividade tem dominado discussões no que toca à sua interpretação, limites, potencialidades e, não menos importante, conseqüências sobre a competitividade da produção manufatureira tanto aqui quanto no exterior.

No Brasil, a liberalização do comércio exterior, o Programa de Qualidade e Produtividade, o processo de privatização, a desregulamentação da economia e a difusão de novas técnicas gerenciais provocaram um vigoroso movimento de elevação da produtividade industrial.<sup>2</sup> A magnitude dos ganhos, no entanto, ainda não está bem estabelecida. Esse movimento foi reforçado pelo ajuste recessivo que caracterizou o triênio inicial dos anos 90. Isso porque a retomada dos ganhos de produtividade nesta década, após cerca de 10 anos de estagnação, tem inicialmente como base uma reação à recessão do começo da década, que veio acompanhada de intensa modernização das técnicas produtivas e gerenciais. Tal modernização, dita “defensiva”, teve um caráter mais permanente, pois representou o início da incorporação de novos paradigmas de reestruturação industrial existentes na esfera internacional. Houve, portanto, a partir daí uma mudança sem precedentes nos métodos de gestão e administração na indústria,

---

<sup>1</sup> Eficiência produtiva é um conceito que desafia a mensuração empírica precisa. Para nossos propósitos adotamos, a fim de aferir ganhos de eficiência, uma medida de produtividade total dos fatores derivada do método da contabilidade do crescimento. Ver adiante.

<sup>2</sup> Note-se que os ganhos de produtividade experimentados pela indústria brasileira não são uma exceção em termos mundiais. Diversos países têm apresentado resultados semelhantes aos brasileiros.

além da introdução de tecnologias poupadoras de trabalho, como ocorre no mundo inteiro.

A difusão de novas técnicas de gestão é de enorme alcance e tem representado, principalmente na produção de manufaturas, uma mudança radical nos métodos de administração, incluindo a administração de recursos humanos e a otimização dos processos logísticos. Isso permitiu aumentar dramaticamente a eficiência produtiva com recursos financeiros relativamente pequenos. Em consequência, elevou-se a eficiência com que são usados os recursos, o que representa aceleração da produtividade total dos fatores.<sup>3</sup>

Como já se assinalou, a liberalização comercial acarretou mudanças na estrutura produtiva que aperfeiçoaram a utilização de insumos, melhoraram a qualidade do produto final, permitiram ganhos de produtividade e, conseqüentemente, de competitividade. Isso representou barateamento dos custos de produção, com implicações positivas sobre a estabilização dos preços, contribuindo para alimentar um círculo virtuoso. Boa parte das importações de matérias-primas e de bens de capital beneficiou-se ainda das taxas de juros dos empréstimos externos (crédito de fornecedores e outros), menores do que as vigentes no Brasil. Isso tudo tem servido para melhorar a competitividade da produção nacional, parcialmente contrabalançando a valorização cambial após a implantação do Real e as altas taxas de juros vigentes no mercado doméstico.

## **2 - A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES: CONSIDERAÇÕES GERAIS**

A produtividade da mão-de-obra é o mais utilizado indicador parcial do rendimento dos fatores usados na produção. Medidas mais completas da eficiência com que são utilizados os recursos compõem a classe das medidas de multifator. Uma delas é a da PTF, que leva em conta o uso não só de mão-de-obra, mas também de matérias-primas e serviços de capital. Assim, por exemplo, é possível que em resposta a uma elevação no preço relativo de um fator este seja substituído por outro(s). Em termos de uma isoquanta unitária, alterações no preço relativo de um dado insumo são vistas como mudanças na inclinação da linha de preços e, portanto, mudanças no ponto de utilização eficiente de cada insumo, implicando maior uso daquele cujo preço relativo diminuiu. Assim, menor uso de um fator, por unidade de produto, pode estar ocultando aumento de outro(s).

---

<sup>3</sup> Este aspecto, o da eficiência no uso dos recursos, é um dos pontos focais do debate em torno da sustentação do crescimento acelerado dos NICs asiáticos. Uma das visões do debate é a de que o sucesso desses países deve-se a uma política industrial ativa e consistente capaz de antecipar e moldar as vantagens comparativas do futuro. No entanto, a pesquisa empírica baseada no crescimento da produtividade total dos fatores sugere que esta tem tido uma contribuição modesta para o crescimento daquelas economias, isto é, que o ganhos de eficiência são pequenos. O trabalho de Krugman, de 1994, é referência obrigatória no tema.

Nesta seção discorreremos brevemente sobre a conceituação e medidas de PTF. Na seguinte, apresentamos aplicações para a economia como um todo (em cujo caso usamos a contabilidade do crescimento para decompor as variações no produto potencial agregado) e para os setores industrial (indústria de transformação) e agrícola (lavouras), adotando, para estes últimos, a produção real como medida de nível de atividade.

A PTF pode ser estimada a partir do Valor Agregado (VA) do Valor Bruto da Produção (VBP) ou de outra medida representativa da produção. Quando se usa o VA, são considerados geralmente dois fatores primários de produção — trabalho e capital. Quando se usa o VBP, deve-se incluir pelo menos as matérias-primas como fator de produção.

Em ambos os casos (VA ou VBP) há enormes dificuldades empíricas, principalmente, mas não exclusivamente, as relacionadas à mensuração do capital. Uma das principais dificuldades tem a ver com a não-correção da qualidade do fator, especialmente em comparações de longo prazo. Um procedimento freqüentemente adotado no que se refere aos insumos de mão-de-obra consiste em corrigir o indicador representativo dos insumos desse fator por um índice (geralmente sob a forma exponencial) que reflita o aumento da escolaridade usualmente aceita como *proxy* para melhora no conhecimento e qualidade da força de trabalho: por exemplo, o número médio de anos de educação formal. Correções semelhantes podem ser feitas em relação ao capital, como incorporar informações sobre a idade média do estoque de capital, sobre a participação de máquinas e equipamentos, sobre conteúdo importado etc. Todas essas com a finalidade de corrigir as séries originais para levar em conta o efeito do progresso técnico incorporado em novas máquinas. Tais correções não foram feitas nas estimativas, a seguir.

No que concerne especificamente ao setor agrícola, é usual incluir entre os fatores de produção alguma medida que reflita a incorporação do progresso técnico — por exemplo, os gastos com pesquisa agrícola — e o uso de insumos modernos como fertilizantes e defensivos agrícolas, de cuja utilização depende, em grande medida, o aumento de produtividade de todos os demais fatores de produção. Obviamente, quando tais fatores não são considerados, aparecem no resíduo ou, mais modernamente, na PTF.<sup>4</sup> Na seção seguinte procura-se lidar com pelo menos parte desses efeitos.

O cálculo da PTF envolve ainda diversas escolhas quanto à fórmula de cômputo. Essas são determinadas, em boa medida, pela disponibilidade de dados. A primeira e mais importante escolha refere-se ao método básico para estimar a PTF. Existem três alternativas mais comumente utilizadas:

---

<sup>4</sup> Note-se que a PTF não existe em um ponto no tempo; ela surge como uma taxa de variação. Mas é possível construir índices a partir dessas taxas.



a) o método da função de produção, em cujo caso tem-se de escolher uma forma funcional para estimação;<sup>5</sup>

b) o método das razões de produtividade, que podem ser aditivas ou multiplicativas; e

c) o método da contabilidade do crescimento, que também comporta pequenas nuances de cálculo.

Nossa escolha recaiu sobre o terceiro deles, pelas facilidades computacionais. Antes de apresentá-lo, porém, optamos por discorrer, ainda que brevemente, sobre o da função de produção, pela semelhança empírica com o da contabilidade do crescimento e por possibilitar a apresentação de refinamentos metodológicos e conceituais por nós adotados.<sup>6</sup>

O método da função de produção postula que existe uma relação física entre um determinado nível de produção e a utilização de insumos necessários, mostrando a razão segundo a qual cada recurso ou insumo é transformado em produto. A forma funcional mostra o nível de produto alcançável para cada combinação de insumos. Para proceder à escolha de uma forma funcional para a função de produção alguns fatores devem ser ainda observados, especialmente a característica dos retornos (constantes, crescentes ou decrescentes) dos fatores variáveis. Dentre as funções mais utilizadas em pesquisas aplicadas destaca-se a Cobb-Douglas.

Para ilustrar o uso desse método estimamos econometricamente uma Cobb-Douglas agregada para a economia brasileira usando dados do período 1974/96.<sup>7</sup> Do ponto de vista da economia como um todo, nosso primeiro foco de interesse é a determinação do produto potencial ( $Y^*$ ). Nesse caso uma formulação simples é:

$$Y^* = cte.L \exp[a].K \exp[b]$$

onde  $Y^*$ , como se sabe, não é diretamente observado, e  $L$  e  $K$  são os estoques de mão-de-obra e capital. Mas  $(Y / Y^*) = U$ , a taxa de capacidade utilizada. Logo, se dispusermos de medidas independentes para  $U$  será possível estimar econometricamente os parâmetros da função:

$$Y = cte.L \exp[a].K \exp[b]. U$$

Extraindo-se logs, tem-se:

---

<sup>5</sup> O exemplo mais notável é o da função Cobb-Douglas, amplamente utilizada desde o clássico estudo de Solow (1957).

<sup>6</sup> A rigor, o método da função de produção também comporta uma decomposição do tipo da contabilidade do crescimento. O texto supracitado contém exemplo.

<sup>7</sup> A escolha do período está defendida adiante de modo mais formal: testes realizados em séries mais longas revelam a existência de uma quebra estrutural em torno do ano de 1974. Em anexo, apresentam-se os resultados.

$$\ln Y = \ln cte + a \ln L + b \ln K + \ln U$$

ou, simplesmente:

$$\ln Y = \ln cte + a \ln L + b \ln K + U \quad (\text{dado que } \ln U \text{ é função monotônica de } U \text{ no intervalo relevante}).$$

Alternativamente pode-se estimar os coeficientes a partir do PIB real, mas corrigindo as variáveis  $L$  e  $K$  para refletir a efetiva utilização do capital e da mão-de-obra — o que não é trivial. Obviamente, neste caso,  $U$  não entra na estimação.

Existem ainda questões adicionais a serem exploradas. Por exemplo:

a) Deve-se postular a existência de um *time trend*, como no clássico estudo de Solow, em 1957? Nossos testes revelaram que, embora uma variável de tendência funcione bem para alguns subperíodos — sugerindo a existência de progresso técnico neutro e desincorporado, tal como em Solow —, não dá bons resultados para os anos posteriores a 1980. Isso é fruto da recessão/estagnação dos anos 80 e início dos 90 quando, presumivelmente, a incorporação de progresso técnico foi irrelevante.

b) Como tratar a questão dos retornos à escala? Se supusermos retornos constantes, a estimação ficaria, em princípio, simplificada. Em anexo, nas estimações mostradas adotamos alternativamente as duas hipóteses, como será visto.

c) Como lidar com o fato de que há necessidade de usar *proxies* para diversas variáveis?

A seguir resumem-se as principais hipóteses e aproximações utilizadas tanto no caso das estimações da Cobb-Douglas quanto nas estimativas da seção seguinte.

Para os serviços da mão-de-obra utilizamos o estoque da População Economicamente Ativa (PEA).<sup>8</sup> Para os serviços do capital utilizamos o valor real do estoque de máquinas e equipamentos.<sup>9</sup>

Há duas razões principais para usar o estoque de máquinas e equipamentos, e não o estoque agregado (que inclui construção e “outros itens”). A primeira prende-se ao fato de que a série de máquinas apresenta uma certa estabilidade no tempo,

<sup>8</sup> Segundo novas estimativas gentilmente cedidas por Ana Amélio Camarano, do IPEA, que compatibilizam metodologias e informações de diversas fontes de dados: Censos e PNADs.

<sup>9</sup> Estimativas de Hofman até 1992 [ver Hofman (1992)]. Após 1992, estimativas atualizadas até 1995 por Morandi (1997). Após 1995, os autores atualizaram a pesquisa até 1997 (em caráter preliminar; informações até setembro).

especialmente após 1970, com relação à série do PIB real.<sup>10</sup> A segunda é a expectativa de que a capacidade de produção real reaja mais proximamente ao estoque de máquinas e equipamentos que ao estoque agregado de capital.<sup>11</sup> Este, ao incluir o estoque de estruturas residenciais e não-residenciais, não necessariamente reflete o potencial produtivo do país.<sup>12</sup>

Para a variável utilização de capacidade  $U$  adotamos as taxas de utilização da Sondagem Conjuntural da Indústria, da Fundação Getúlio Vargas (média anual), à falta de estimativa de utilização para a economia como um todo.

Os resultados das análises de regressão adotando-se a forma Cobb-Douglas estão no Anexo 1 a este trabalho.

Finalmente, a noção das razões de produtividade aproveita a idéia das medidas mais usuais de produtividade, as de produtividade parcial, estendendo essas medidas para o caso de existir (ou considerar) mais de um insumo ou fator da produção. Essencialmente, trata-se de quocientes entre a produção obtida e uma média dos insumos ou fatores usados para a obtenção daquele nível de produção. Os métodos diferem na forma funcional dessa média dos fatores e nos pesos usados para agregá-los. A rigor esse método não acrescenta muito em relação ao da contabilidade do crescimento, razão pela qual optamos por não prover nenhuma ilustração.

Já o método da contabilidade do crescimento, ou *growth accounting*, parte da identidade existente em cada ponto no tempo entre o valor do produto gerado e a soma dos valores dos pagamentos a fatores de produção. Isso permite chegar a uma expressão para o cálculo da PTF em *taxas de crescimento* para as variáveis relevantes da seguinte forma,<sup>13</sup> onde a taxa de variação da produtividade total ( $ptf$ ) é obtida residualmente:

$$ptf = y - a.l - b.k \quad \text{ou, mais especificamente,}$$
$$ptf = y - a.l - (1 - a).k \quad \text{adotando-se a hipótese de retornos constantes.}^{14}$$

---

<sup>10</sup> Que implica uma relação capital-produto em torno da unidade. O uso de qualquer outra série de capital, dentre as disponíveis, revelaria grandes (e pouco razoáveis) aumentos nessa relação e contrariaria nossa intuição. As discussões sobre esse aspecto beneficiaram-se enormemente dos comentários de Eustáquio Reis que, a propósito, chamou nossa atenção para o trabalho de Lucilene Morandi. Obviamente, nenhum dos dois é responsável pelo uso que se fez das séries citadas.

<sup>11</sup> Essa linha de argumentação pode ser encontrada em Long e Summers (1991 e 1992).

<sup>12</sup> Estamos plenamente conscientes de que essa distinção é arbitrária: o estoque de infra-estrutura física de transporte, por exemplo (estradas), é complementar ao de máquinas e equipamentos — um não seria funcional sem o outro. O mesmo vale para as instalações industriais e outros itens do estoque de capital agregado.

<sup>13</sup> Existe uma extensa literatura internacional sobre este tema, que não cabe resenhar aqui. O fato é, porém, que as estimativas de PTF não se alteram substancialmente quando se mudam os pesos ou a forma funcional — dentro de certos limites, é claro.

<sup>14</sup> Nesse caso, obviamente, efeitos de desvios em relação a retornos constantes aparecerão junto com o resíduo, ou PTF.

Nesta expressão  $y$  é a taxa de variação do produto real, e  $l$  e  $k$  são, respectivamente, as taxas de variação dos estoques de mão-de-obra e capital em uso, isto é, efetivamente utilizados/empregados. Essas últimas são variáveis de difícil (e duvidosa) obtenção para a economia como um todo, principalmente para períodos longos. A alternativa é trabalhar com os estoques totais (de capital e mão-de-obra, isto é, PEA), e não com os de uso real. Nesse caso, porém, é necessário dispor de estimativas de variação do PIB potencial, como se assinalou no começo desta seção. Em anexo, apresenta-se metodologia que permite construir as taxas de variação do produto potencial necessárias ao exercício de contabilidade do crescimento proposto na seção seguinte.

### 3 - PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES: APLICAÇÕES AO CASO BRASILEIRO

#### 3.1 - Uma Medida Agregada para a Economia Brasileira no Período 1970/97

As taxas de variação do produto potencial são as estimadas no Anexo 2. Com relação às demais variáveis usaram-se *proxies*; para o estoque de capital adotou-se a variação do estoque de máquinas e equipamentos, conforme se descreveu na seção anterior; para a mão-de-obra utilizou-se a evolução da PEA, *idem*. Uma correção foi feita neste último caso. Como se sabe, desde o final da década de 80 tem diminuído a proporção dos empregados com carteira no total dos ocupados.<sup>15</sup> Sem prejuízo de generalidade é possível assimilar os sem carteira ao setor informal — em cujo caso seu produto não estaria computado nas estatísticas oficiais. Se assim é, faz-se necessária alguma correção, pois o produto potencial engloba o setor formal da economia.<sup>16 17</sup> Note-se que a correção atinge especialmente os últimos anos da série. Em particular, nos anos de recessão a PEA “formal”, assim definida, pode apresentar decréscimo. Nos anos de prosperidade têm-se aumentos superiores ao da PEA definida no sentido usual. Com essas correções, os resultados referentes à PTF agregada, estimada a partir do produto potencial, estão na Tabela 1 e nos Gráficos 1 e 2.<sup>18</sup> Cabem, a propósito, os seguintes comentários:

a) PTF agregada apresentou, como seria de esperar, taxas elevadas de crescimento nos primeiros anos da década de 70, período do chamado milagre econômico: a taxa média de crescimento do triênio 1971/73 é de cerca de 3,7%.

---

<sup>15</sup> Essa proporção passa de 75,7% do total dos ocupados em 1989 para 65,5% em 1996/97.

<sup>16</sup> Dado que ele é estimado a partir do PIB real a preços constantes. Ver Anexo 2.

<sup>17</sup> Essa aproximação não é totalmente satisfatória: o nível do PIB nominal calculado pelo IBGE contém estimativas para o produto do setor informal. Agradecemos a correção a Claudio Considera.

<sup>18</sup> A escolha dos pesos para capital e mão-de-obra (0,5 para cada fator, no caso da PTF agregada) foi algo arbitrária. Testes de sensibilidade com proporções alternativas revelaram que a escolha pouco altera os resultados em termos da PTF, dentro de limites razoáveis.

b) Coincidindo com a desaceleração do crescimento potencial depois desse período, nos anos até cerca de 1980, o altíssimo aumento do estoque de capital (máquinas e equipamentos) reduziu sobremaneira o crescimento da PTF. A taxa média no período 1974/80 alcança apenas 1,5% a.a. A Tabela 1 mostra que nesse período a produtividade do capital *diminuiu* cerca de 10%.

c) Na recessão de 1981/83 as taxas de crescimento da PTF caem mais ainda, situando-se em torno de 1% a.a.

d) A recuperação do crescimento do PIB real depois de 1984 não é acompanhada pela recuperação do potencial. As baixas taxas de crescimento do estoque de capital até o final dos anos 80 não são suficientes para elevar a PTF porque o estoque de mão-de-obra (PEA) ainda cresce aceleradamente, após um breve interregno durante a recessão de 1981/83. Conseqüentemente, a PTF cresce pouco nesse subperíodo: sua taxa quase zerou em 1989.

e) Com a recessão de 1990/92, por sua vez, diminuem os insumos de trabalho mais do que proporcionalmente ao capital e ao produto potencial, acelerando o crescimento da PTF em relação aos anos finais da década de 80.

f) O crescimento da PTF mantém-se elevado por todo o subperíodo seguinte graças, primeiro, à leve recuperação do potencial de produção, que passa a crescer a taxas próximas a 3% a.a.; segundo, ao crescimento quase nulo do estoque de máquinas e equipamentos, fruto das baixas taxas de investimento daqueles anos; e terceiro, aos pequenos aumentos relativos na PEA.<sup>19</sup>

g) A taxa média de crescimento da PTF para o período 1970/97 como um todo é de cerca de 1,7% a.a. Como o produto potencial teria crescido, por essas estimativas, cerca de 5,4% a.a., tem-se que a PTF “explica”, em média, cerca de 31% do crescimento do produto potencial nas últimas três décadas. Para os últimos anos da série, porém — especialmente, para os anos posteriores a 1990 —, a quase totalidade do crescimento do produto potencial é “explicada” pelo crescimento da PTF. Considerando-se o quinquênio 1993/97, por exemplo, o crescimento do produto potencial teria sido de 2,75% a.a., ao passo que a PTF agregada aumentou 2% a.a. — explicando cerca de 3/4 do crescimento total.

---

<sup>19</sup> A exceção é o ano de 1997, quando a proporção da PEA com carteira de trabalho assinada deixa de cair; algo que vinha ocorrendo desde 1989.

Tabela 1  
Produtividade Total dos Fatores Agregada — 1970/97

$$PTF^* = g_{Y^*} - 0,50g_L - 0,50g_K$$

Ano	Taxas de Crescimento — 1970=100 (%)				Índices de Produtividade (1970=100)		
	$g_{Y^*}$	$g_K$	$g_L$	$PTF^*$	Capital	Trabalho	$PTF^*$
1970	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	100,00	100,00	100,00
1971	9,00	6,46	3,51	4,02	102,39	105,31	104,02
1972	9,00	7,14	3,50	3,68	104,16	110,90	107,84
1973	10,00	9,55	3,50	3,48	104,58	117,86	111,59
1974	9,40	11,51	3,49	1,90	102,60	124,59	113,70
1975	8,57	12,12	3,49	0,77	99,36	130,71	114,57
1976	8,89	11,86	3,49	1,22	96,71	137,53	115,97
1977	8,14	9,95	3,48	1,43	95,12	143,72	117,62
1978	7,55	8,46	3,48	1,58	94,33	149,38	119,48
1979	7,42	7,94	3,47	1,71	93,87	155,08	121,53
1980	7,91	7,85	3,47	2,25	93,92	161,74	124,26
1981	5,69	6,62	2,95	0,90	93,10	166,04	125,38
1982	4,89	4,60	2,95	1,12	93,36	169,18	126,78
1983	3,65	3,28	1,53	1,24	93,69	172,71	128,36
1984	3,91	2,66	1,08	2,04	94,83	177,54	130,98
1985	4,50	3,00	4,82	0,59	96,21	177,00	131,75
1986	4,97	3,83	2,93	1,59	97,27	180,50	133,84
1987	4,74	4,08	4,05	0,68	97,89	181,71	134,75
1988	3,98	3,32	2,92	0,86	98,52	183,58	135,91
1989	3,86	2,45	4,44	0,41	99,87	182,56	136,48
1990	2,65	1,67	2,09	0,77	100,83	183,56	137,52
1991	2,32	1,01	-0,93	2,28	102,14	189,57	140,66
1992	1,89	0,26	-0,64	2,08	103,80	194,39	143,58
1993	2,20	-0,41	0,86	1,98	106,52	196,97	146,41
1994	2,72	-0,47	0,98	2,47	109,93	200,37	150,03
1995	2,93	0,31	0,31	2,62	112,81	205,60	153,96
1996	2,93	0,92	0,31	2,32	115,06	210,96	157,52
1997	2,97	1,66	2,60	0,84	116,54	211,72	158,84

OBS.: Os insumos de trabalho correspondem ao estoque da PEA com carteira assinada.

n.d. = não-disponível.

Gráfico 1  
Índices de Produtividade — 1970/96

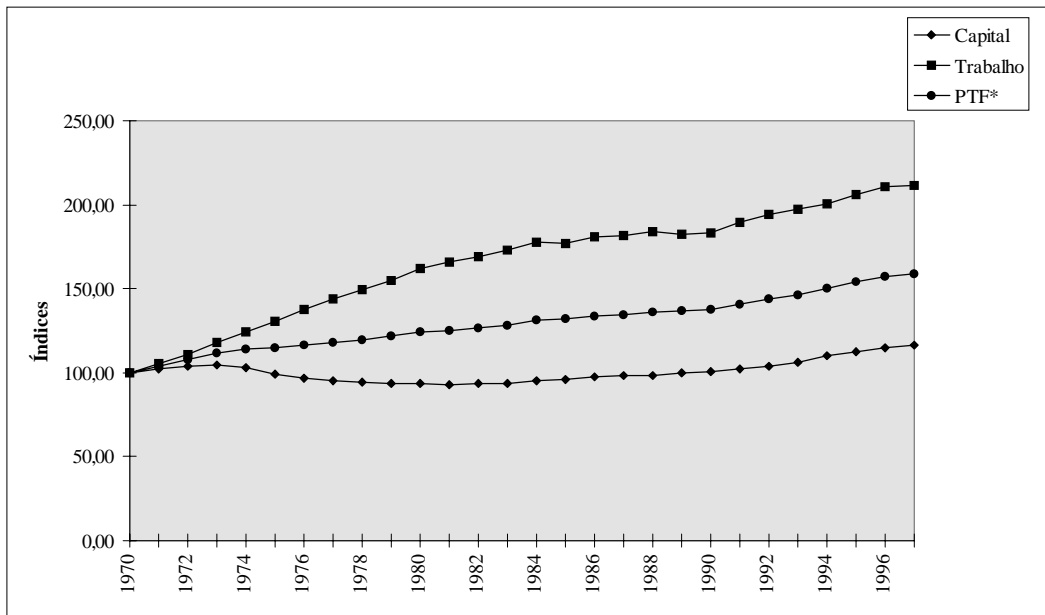
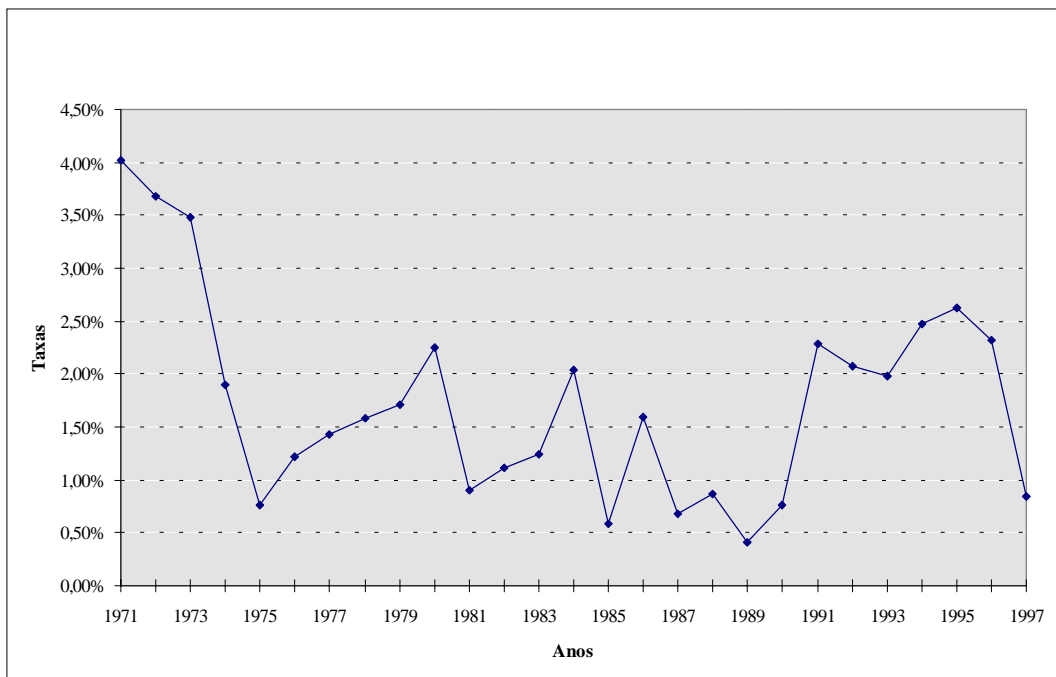


Gráfico 2  
Produtividade Total dos Fatores Agregada — 1971/97



Sugere-se, a partir dos resultados obtidos com o uso desse modelo (e suas hipóteses), que nos últimos anos a economia ingressou em nova fase de ganhos de eficiência e produtividade, apesar do baixo crescimento do produto real médio, quando se comparam os últimos anos com a tendência histórica anterior a 1980. Além disso, o Gráfico 1 deixa claro que a produtividade do trabalho foi a principal responsável pelo aumento da PTF no período como um todo.

Esses resultados contrastam fortemente com os de outros estudos recentes. Assim é que Abreu e Verner (1997, Cap. 2), trabalhando com o PIB real e estoques agregados de capital e PEA para o período 1930/94, constataram que a PTF teve um desempenho pouco expressivo no crescimento brasileiro de longo prazo: o resíduo de Solow explica apenas cerca de 3% da taxa de crescimento do PIB real, de 6,1% a.a. no longo prazo.<sup>20</sup>

Hofman e Mulder (1997) chegam a resultados ainda menos favoráveis, em estudo inédito: as taxas de crescimento da PTF agregada são negativas, em média, para os períodos 1980/89 e 1989/94.<sup>21</sup> Diferenças de mensuração das variáveis podem explicar parte das diferenças, em ambos os casos, mas não a totalidade.

A recente divulgação das novas Contas Nacionais (CN) possibilita outro exercício de interesse que, possivelmente, serviria para conciliar nossos resultados com os dos autores recém-citados. Os novos resultados revelam para o PIB real uma taxa média de crescimento de 3,02% entre 1990 e 1996 (seis anos, portanto), e para o emprego agregado, 0,35%. Dadas nossas estimativas para o crescimento do estoque de capital entre aqueles anos (0,27% a.a.) e as participações relativas da remuneração do trabalho (0,45%) e do excedente bruto (0,55%) em 1996 (CN), obtém-se uma estimativa para a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores de 2,71%, em média por ano, entre 1990 e 1996. Essa taxa “explica” cerca de 90% da do PIB real, corroborando os substanciais ganhos de eficiência no período — apesar do crescimento relativamente lento, em média, do produto real no período em tela.<sup>22</sup>

---

<sup>20</sup> Adotando um modelo modificado, em que o estoque de capital é desagregado em dois tipos, os autores obtêm uma participação ainda menor — cerca da metade da anterior. É difícil determinar em que medida essas taxas variaram em diferentes subperíodos no tempo, dado que apenas resultados para o período como um todo são apresentados. A diferença nos pesos adotados também não explica as diferenças nos resultados. A diferença principal com nossos resultados está nas séries de estoque de capital.

<sup>21</sup> Parte destes resultados deve-se à inclusão de um terceiro fator (terra) e às correções para melhorias na qualidade da mão-de-obra e capital ao longo do tempo. Novamente, a variável explicada é o PIB real, mas não se faz nenhuma correção para a utilização do capital, da mão-de-obra, ou da terra.

<sup>22</sup> O leitor atento terá notado que usamos, no exercício, o crescimento do PIB efetivo, bem como do emprego efetivamente observado. Para o capital, no entanto, utilizamos uma medida de estoque, sem correção para variações no grau de utilização. Como em 1990 o grau de utilização do estoque de capital era menor do que em 1996, nossa estimativa da variação da PTF está viesada para cima (porque a do capital está viesada para baixo). Assim, se corrigíssemos o capital para variações no nível de utilização supondo, por exemplo, que sua utilização em 1990 era 5% inferior à de 1996, a taxa de crescimento da PTF cairia para 2,26% a.a., em média, no período, ou cerca de 75% da taxa do PIB real. Ainda assim, denota ganhos elevados de eficiência econômica.



### 3.2 - Medidas de PTF para a Indústria de Transformação Brasileira — 1970/97

Idealmente, as medidas de produtividade devem estar referidas à variação do valor adicionado real por unidade de insumos usados na produção. Para o cálculo da PTF industrial, a seguir, supusemos que a variação do VA real segue a da produção física real. Se isso não for verdadeiro estaremos incorrendo em um viés.<sup>23</sup> A discussão anterior sugeriu que esse viés atua no sentido de elevar as estimativas de PTF. Mesmo assim usamos como medida do nível de atividade industrial o indicador de produção física da Pesquisa Industrial Mensal — Produção Física (PIM-PF) do IBGE, por constituir série suficientemente longa para os propósitos do exercício seguinte.

Quanto à escolha das demais variáveis cabem os seguintes comentários:<sup>24</sup>

a) Adotou-se como *proxy* para os serviços do capital o consumo industrial de energia elétrica. Isso se justifica porque a energia elétrica é a principal fonte de força motriz na indústria. Os dados básicos provêm da Eletrobrás. No entanto, há dois subperíodos em que o desempenho dessa *proxy* exagera o que se pretende mensurar com seu uso: os posteriores às crises do petróleo quando, sob o incentivo das mudanças de preços relativos (isto é, barateamento relativo da energia elétrica), houve intensa substituição de combustíveis minerais por eletricidade. Isso tenderia a aumentar o consumo de energia bem mais do que proporcionalmente ao uso efetivo do capital, ou dos *capital services*. Para corrigir a série nesses anos adotaram-se estimativas de Bonelli (1992) para 1975, 1980 e 1985, como *benchmarks*, distribuindo-se os anos intermediários proporcionalmente à variação no consumo de energia elétrica.

b) No que diz respeito à mão-de-obra utilizamos a evolução do nível de emprego na indústria de transformação das pesquisas do IBGE — Pesquisa Industrial Mensal — Dados Gerais (PIM-DG) —, com a ressalva de que podem, nos anos mais recentes, exagerar a queda do nível de emprego. Uma discussão desse aspecto será feita mais adiante.

c) Quanto aos pesos (*factor shares*), estimativas de estudos semelhantes sugerem 40% para o trabalho e 60% para o capital. Como já assinalado, testes de

---

<sup>23</sup> Note-se, por outro lado, que as novas Contas Nacionais do Brasil, recém-divulgadas, mostram que no agregado do período 1990/96 o VA real na indústria *aumentou mais que a produção física*, variável por nós utilizada. Isso teria o efeito de elevar nossas estimativas médias de PTF nos anos 90, em relação ao cálculo do texto. Note-se que também há provavelmente um viés devido à não-inclusão do uso de matérias-primas (MP) entre os insumos usados na produção, dado que o progresso técnico tende a reduzir o uso de MP. Em parte, estaria resolvido pelo uso do Valor Agregado como unidade de produção. Na verdade, trabalhamos com a produção física, que é uma medida híbrida.

<sup>24</sup> Note-se que ainda não dispomos, nesta data, dos resultados definitivos para o ano de 1997. Por essa razão as estimativas de emprego cobrem os três primeiros trimestres do ano, relativamente aos três primeiros do ano anterior. As de produção e de capital/energia elétrica referem-se aos 10 primeiros meses.

sensibilidade com proporções próximas a estas resultam em diferenças praticamente negligenciáveis nos resultados da PTF.

Com essas aproximações, a Tabela 2 e os Gráficos 3 e 4, a seguir, ilustram os resultados obtidos. Note-se, inicialmente, que o padrão geral de evolução da PTF industrial é semelhante ao da economia como um todo — em que pese naquele caso se tratar do potencial de produção e, aqui, da produção efetiva. No entanto, as magnitudes são bem diferentes. Em particular, no que se refere à indústria não são incomuns anos ou períodos em que as taxas de variação da PTF são negativas. E não são necessariamente anos de recessão: na década de 70 são, tipicamente, anos em que o estoque de capital aumentou muito rapidamente: assim é que entre 1970 e 1978 a produtividade do capital cai cerca de 20%. Como se recorda da análise anterior, nesse período a produtividade do capital agregado (máquinas e equipamentos) também caiu.

Mesmo assim, as médias anuais de variação da PTF são claramente mais baixas nas recessões que nos demais períodos. Com a finalidade de destacar esse fato dividimos o período total em subperíodos aproximadamente homogêneos em termos de desempenho industrial. Em relação a cada um deles traçamos, no Gráfico 3, médias de variação da PTF.

Salta aos olhos, com esse artifício, a *emergência de um novo padrão de eficiência industrial desde o início dos anos 90*: a média de crescimento da PTF no quinquênio 1993/97 é cerca de 5% a.a., um nível claramente elevado em nossa experiência recente desde, pelo menos, os anos do milagre econômico da virada da década de 70.

Ao analisarmos o Gráfico 4 fica identificada a causa principal desses ganhos de eficiência. De fato, observe-se que a produtividade do capital tem aumentado desde o início dos anos 90, mas não muito: entre 1992 e 1997 o ganho acumulado é algo em torno de 10%, apenas. A rigor, o indicador da produtividade do capital apresentou o mesmo nível em 1990 e 1997, ao passo que a PTF crescia cerca de 26% acumulados no período.

Tabela 2  
Produtividade Total dos Fatores — Indústria de Transformação

Dados Básicos			Taxas de Crescimento — 1970=100 (%)				Índices de Produtividade (1970=100)		
Produto	Capital	Trabalho	g <sub>Y</sub>	g <sub>K</sub>	g <sub>L</sub>	PTF <sub>1</sub>	Capital	Trabalho	PTF <sub>1</sub>
42,39	30,09	53,52	n.d	n.d	n.d	n.d	100,00	100,00	100,00
47,42	34,37	57,14	11,86	14,21	6,77	0,62	97,94	104,76	100,62
54,04	38,93	61,01	13,95	13,26	6,78	3,28	98,54	111,80	103,93
63,02	44,38	67,58	16,62	14,02	10,76	3,90	100,79	117,71	107,98
67,90	49,27	74,31	7,75	11,01	9,95	-2,84	97,82	115,35	104,92
70,49	55,40	75,87	3,81	12,44	2,10	-4,50	90,31	117,28	100,20
79,03	62,60	81,59	12,12	13,00	7,54	1,31	89,61	122,28	101,51
80,83	67,16	85,15	2,27	7,28	4,36	-3,85	85,42	119,83	97,61
85,77	76,76	89,17	6,11	14,29	4,73	-4,36	79,31	121,41	93,35
91,65	78,28	93,98	6,86	1,98	5,39	3,52	83,10	123,11	96,64
100,00	81,99	100,00	9,11	4,74	6,41	3,70	86,57	126,23	100,22
89,62	82,02	94,83	-10,38	0,04	-5,17	-8,34	77,56	119,29	91,86
89,46	82,76	90,88	-0,18	0,90	-4,16	0,94	76,72	124,25	92,73
84,23	83,09	86,13	-5,85	0,40	-5,24	-4,00	71,95	123,45	89,02
89,42	84,03	87,25	6,17	1,13	1,30	4,97	75,53	129,38	93,45
96,88	84,45	95,16	8,34	0,50	9,06	4,41	81,43	128,52	97,57
107,83	91,76	105,82	11,30	8,66	11,21	1,62	83,41	128,62	99,16
108,85	91,86	107,16	0,95	0,11	1,27	0,38	84,11	128,22	99,53
105,14	97,77	102,82	-3,41	6,43	-4,06	-5,65	76,33	129,09	93,91
108,17	101,12	105,12	2,88	3,43	2,24	-0,07	75,93	129,89	93,84
97,94	98,50	99,54	-9,46	-2,59	-5,31	-5,78	70,57	124,19	88,42
95,62	101,52	89,53	-2,36	3,07	-10,06	-0,18	66,86	134,82	88,26
91,71	102,71	82,69	-4,09	1,17	-7,64	-1,74	63,38	140,01	86,73
99,12	106,99	81,29	8,08	4,17	-1,69	6,25	65,76	153,92	92,15
106,87	110,07	79,55	7,82	2,88	-2,15	6,95	68,92	169,60	98,56
108,71	105,33	78,13	1,72	-4,31	-1,78	5,01	73,26	175,64	103,50
109,81	109,86	69,48	1,01	4,30	-11,08	2,86	70,94	199,51	106,46
115,41	115,46	65,52	5,10	5,10	-5,70	4,32	70,95	221,40	111,60

n.d. = não-disponível.

Gráfico 3  
PTF: Indústria de Transformação — 1971/97

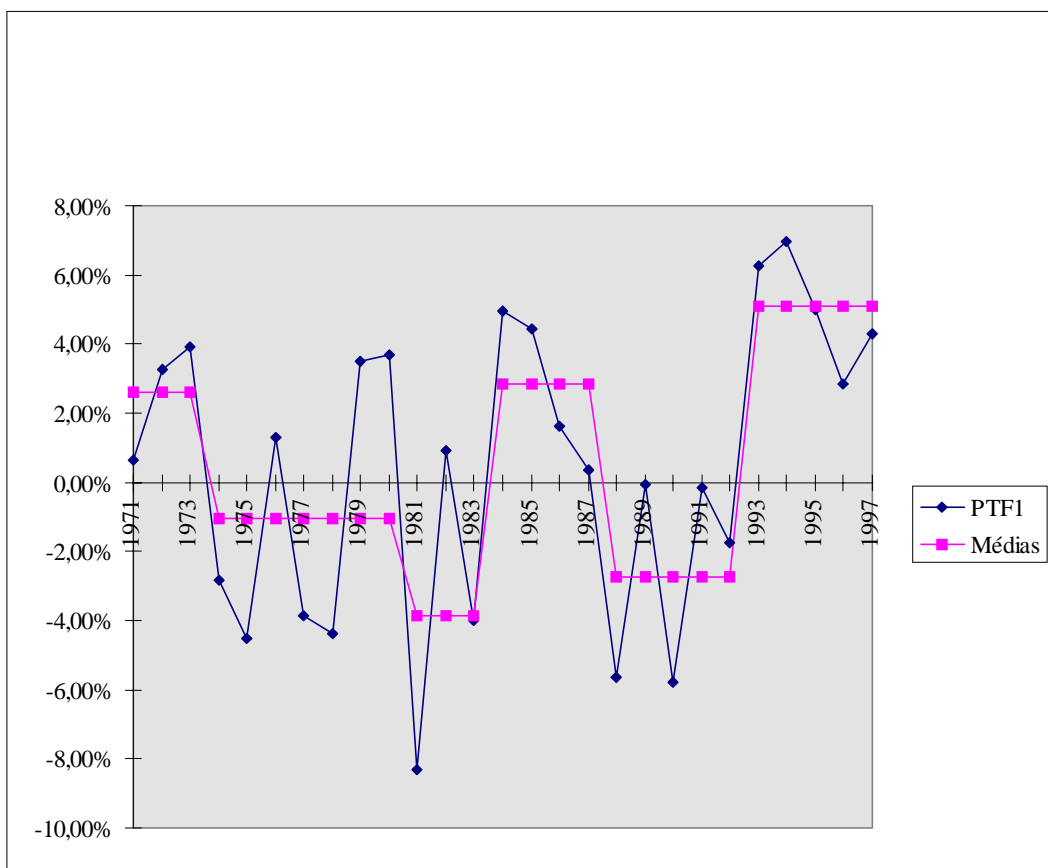
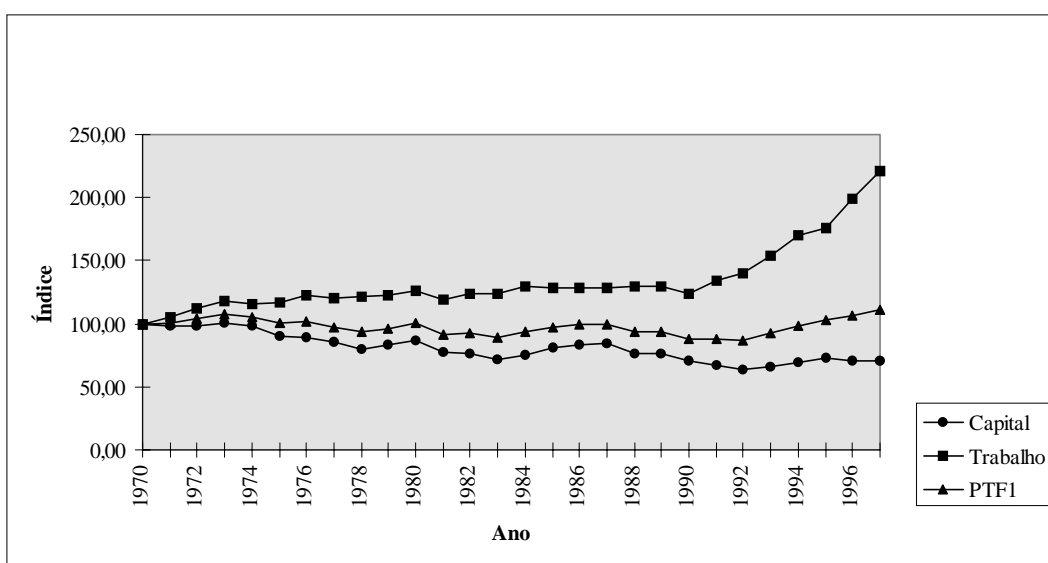


Gráfico 4  
Índices de Produtividade: Indústria de Transformação — 1970/96



É a produtividade da mão-de-obra que explica, dados os expressivos aumentos que experimentou nesta década, o ganho geral de eficiência assinalado. O crescimento da produtividade do trabalho industrial tem sido extraordinário nos anos 90. Esse aspecto evidencia-se a partir das informações dos Gráficos 5 e 6.

Conclui-se, portanto, que não é apenas a produtividade agregada que tem crescido a taxas elevadas, em comparação com as observadas nas duas décadas anteriores: a PTF industrial também tem sido caracterizada por taxas recordes de crescimento. Subjacente a esse novo padrão estão os enormes ganhos de produtividade da mão-de-obra industrial, objeto de análise na parte seguinte deste texto.

Note-se que nem o uso de estimativas alternativas de Valor Adicionado real industrial, como as anteriormente sugeridas, nem correções nas taxas de decréscimo do emprego industrial — como, por exemplo, o uso de variação da mão-de-obra industrial ocupada, segundo a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE — invalidariam essas conclusões. É certo que as taxas de crescimento da PTF, vale dizer, eficiência, seriam um pouco menores do que as apontadas. Mas, ainda assim, as estimativas revelariam ganhos enormes em relação ao padrão histórico.

Antes de passar ao exame mais detalhado da produtividade da mão-de-obra industrial, porém, apresentamos em seguida a Tabela 3 referente à evolução da eficiência do setor agrícola.

### **3.3 - Produtividade Total de Fatores para o Setor Agropecuário: Lavouras — 1975/96**

Ao contrário do que sucede com a indústria, diversos trabalhos têm mostrado, desde a segunda metade dos anos 80, que o crescimento da agricultura brasileira vem ocorrendo em presença de substanciais ganhos de produtividade. E, embora se saiba igualmente que o desempenho agrícola não tem sido uniforme nas diversas culturas<sup>25</sup> — sendo que a produção de exportáveis cresce a taxas maiores do que a dos produtos de mercado interno —, o resultado final para o setor lavouras tem sido amplamente favorável até o presente.

---

<sup>25</sup> Uma possível explicação para as diferenças de desempenho dever-se-ia ao fato de que as culturas de exportação incorporam de forma mais intensa as novas tecnologias e resultados de pesquisa agrícola. Seguimos, nesse ponto, Gasques e Conceição (1997), de onde extraímos essas informações. Ver também Bonelli e Pessôa (1997).

Gráfico 5  
PTF Agrícola: Taxas Anuais de Variação — 1971/96

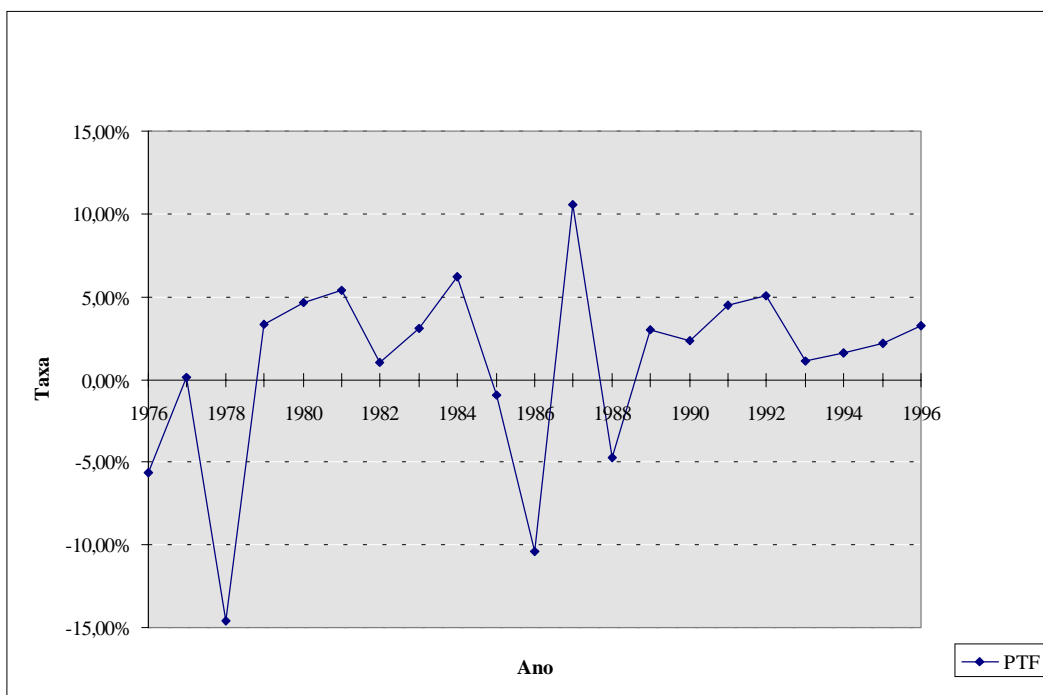
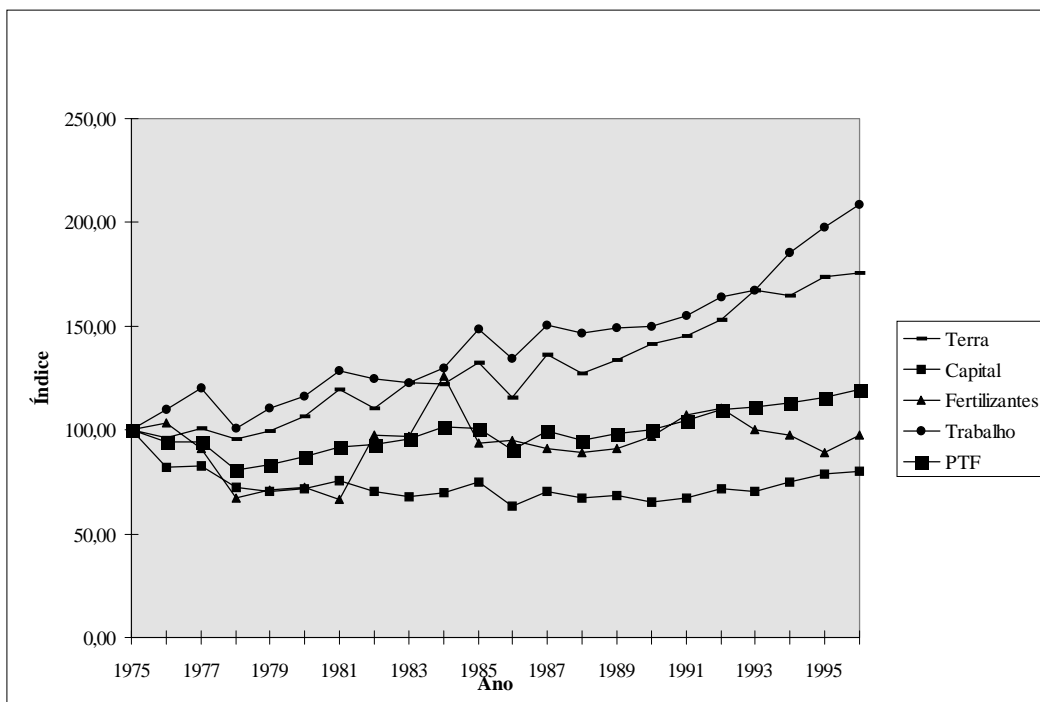


Gráfico 6  
Índice de Produtividade Agrícola — 1975/96



**TABELA 3**

Tabela 3  
Produtividade Total dos Fatores na Agricultura — 1975/96

Ano	Dados Básicos (1975=100)					Taxas de Crescimento (%)						Índices de Produtividade (1975=100)				
	Y	Área	K	F	L	gY	gA	gK	gF	gL	PTF	Terra	Capital	Fertilizantes	Trabalho	PTF
1975	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	n/d	n/d	n/d	n/d	n/d	n/d	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1976	97,60	101,46	119,04	94,19	88,89	-2,40	1,46	19,04	-5,81	-11,11	-5,65	96,19	81,99	103,62	109,80	94,35
1977	109,60	108,95	132,43	120,48	91,06	12,30	7,38	11,25	27,91	2,44	0,10	100,60	82,77	90,98	120,37	94,44
1978	103,03	107,93	142,64	153,81	102,09	-6,00	-0,94	7,71	27,67	12,11	-14,62	95,46	72,23	66,98	100,92	80,63
1979	109,62	109,97	155,66	154,76	99,35	6,40	1,89	9,13	0,62	-2,68	3,35	99,68	70,42	70,83	110,34	83,34
1980	120,69	113,10	168,74	166,67	104,02	10,10	2,84	8,40	7,69	4,70	4,61	106,72	71,53	72,42	116,03	87,18
1981	132,24	110,57	175,70	199,67	102,95	9,57	-2,23	4,13	19,80	-1,03	5,40	119,60	75,27	66,23	128,46	91,89
1982	127,85	115,92	181,16	131,14	102,72	-3,32	4,84	3,11	-34,32	-0,22	1,02	110,29	70,58	97,49	124,47	92,82
1983	125,57	102,05	185,22	129,48	102,25	-1,79	-11,97	2,24	-1,27	-0,46	3,09	123,05	67,79	96,98	122,81	95,69
1984	136,28	111,66	195,65	108,19	104,94	8,53	9,42	5,63	-16,44	2,64	6,21	122,05	69,65	125,96	129,86	101,63
1985	154,21	116,64	205,84	164,48	103,58	13,16	4,46	5,21	52,02	-1,30	-0,91	132,21	74,92	93,76	148,88	100,70
1986	138,60	119,63	218,65	146,10	102,98	-10,12	2,56	6,22	-11,18	-0,58	-10,43	115,86	63,39	94,87	134,59	90,19
1987	159,76	117,22	227,90	174,86	106,01	15,26	-2,01	4,23	19,69	2,95	10,60	136,29	70,10	91,36	150,69	99,75
1988	157,04	123,23	233,21	175,57	107,25	-1,70	5,13	2,33	0,41	1,17	-4,71	127,43	67,34	89,44	146,42	95,05
1989	162,05	121,38	237,23	177,52	108,66	3,19	-1,50	1,72	1,11	1,31	3,02	133,50	68,31	91,28	149,14	97,92
1990	156,02	110,38	238,91	161,10	104,22	-3,72	-9,07	0,70	-9,25	-4,09	2,35	141,35	65,31	96,85	149,71	100,22
1991	160,33	110,12	237,85	149,90	103,48	2,76	-0,24	-0,44	-6,95	-0,71	4,51	145,60	67,41	106,95	154,94	104,74
1992	168,94	110,50	236,21	152,62	102,77	5,37	0,35	-0,69	1,81	-0,69	5,09	152,88	71,52	110,69	164,38	110,07
1993	167,20	99,99	237,73	167,33	99,92	-1,03	-9,51	0,65	9,64	-2,77	1,14	167,21	70,33	99,92	167,33	111,32
1994	182,75	110,75	244,83	186,79	98,42	9,30	10,75	2,99	11,63	-1,50	1,61	165,01	74,64	97,83	185,68	113,12
1995	191,97	110,41	244,42	215,40	96,97	5,05	-0,31	-0,17	15,32	-1,47	2,16	173,88	78,54	89,12	197,97	115,55
1996	190,43	108,40	237,20	195,47	91,35	-0,80	-1,82	-2,95	-9,25	-5,80	3,27	175,67	80,28	97,42	208,46	119,33



Nossas novas estimativas, apresentadas adiante, confirmam essa conclusão mais geral e adicionam nova luz sobre o papel dos diversos fatores de produção no crescimento da produção.<sup>26</sup> Sem prejuízo de generalidade, utilizamos a seguinte expressão para o cálculo da PTF agrícola, em taxas de crescimento para as variáveis relevantes:<sup>27</sup>

$$ptf = y - a.t - b.k - c.f - d.l$$

onde, a exemplo das estimativas anteriores, adotamos as hipóteses da contabilidade do crescimento e onde:

$t$  é a taxa de variação da área colhida, *proxy* para os serviços do fator terra;

$k$  é a taxa de variação do estoque de capital, *proxy* para seus serviços, aqui aproximados pelo estoque de máquinas e implementos agrícolas;

$f$  é a taxa de variação do consumo aparente de fertilizantes, nossa *proxy* para os insumos materiais usados na produção; e

$l$  é a taxa de variação do emprego agrícola.<sup>28</sup>

$a + b + c + d = 1$ , sendo  $a, b, c, d$  as participações relativas das remunerações dos fatores no valor da produção agrícola,<sup>29</sup> originadas do Censo Agropecuário de 1985.

Os resultados estão na Tabela 3 e nos Gráficos 5 e 6, justificando as seguintes observações:

<sup>26</sup> Infelizmente, a não-disponibilidade de dados básicos restringe a análise ao período 1975/96.

<sup>27</sup> Note-se que não estamos incluindo, nesse cálculo, os rendimentos, ou retornos, da pesquisa agrícola, sabidamente elevados no Brasil. Ver, a propósito, Bonelli e Pessôa (1997), onde se estimam: a partir de séries de tempo, retornos da ordem de 20% para o gasto em pesquisa na agricultura; em análises *cross-section*, retornos de até 30%. A razão para não incluir esses gastos decorre de que refletem, em boa medida, aquilo que se quer medir: o efeito do progresso técnico. Assim, um aumento da PTF agrícola está associado ao estoque de conhecimento e pesquisa no setor — supostamente proporcional ao estoque de gastos nessa área, acumulado ao longo do tempo.

<sup>28</sup> A disponibilidade dos resultados das novas Contas Nacionais do Brasil permitiu melhorar as estimativas de emprego agrícola em relação a versões anteriores deste trabalho: adotamos aqui as taxas de variação dos empregados na agricultura, segundo aquela fonte.

<sup>29</sup> As fontes dos dados são várias. Para a produção das lavouras os dados são os da Produção Agrícola Municipal (PAM) do IBGE, agregados para as principais culturas permanentes e temporárias. Informações de área colhida das lavouras provêm da mesma fonte. O estoque de máquinas vem de estimativas de Bonelli e Pessôa (1997), atualizado com informações gentilmente cedidas por Maria Beatriz de Albuquerque David. A série resultante foi suavizada para evitar fortes discontinuidades. A série de consumo aparente de fertilizantes, em termos de volume de NPK embutido, provém da Anda. Seguindo sugestão de Gervásio Castro de Rezende defasamos, isto é, adiantamos os dados da série de um ano para refletir o fato de que o que se chama de consumo de fertilizantes e defensivos em um dado ano é a compra desses insumos para a safra que será colhida no ano seguinte. Quanto à mão-de-obra, os problemas são mais complexos. Utilizamos como *benchmarks* os dados dos anos censitários, interpolando os anos intermédios de acordo com a variação da produção agrícola. Para os anos posteriores a 1985, do último censo agropecuário, até 1990 acrescentamos os fluxos anuais de admissão menos dispensa de emprego na agricultura obtidos dos registros anuais do Caged/Ministério do Trabalho. Depois de 1990 adotou-se o valor das Contas Nacionais.

a) As taxas de variação da PTF agrícola são aparentemente mais instáveis no tempo do que as da indústria ou da economia com um todo. A razão para isso está nas quebras de safra: 1976, 1978, 1982, 1986 e 1988 são, todos eles, anos de *grande redução* da produção das lavouras.

b) No entanto, é preciso que a redução da produção seja muito grande para que o indicador da PTF caia. Em diversos outros anos de redução da produção a PTF não caiu: 1983, 1990, 1993 e 1996 são exemplos disso. Obviamente, o aumento de produtividade dos fatores nesses anos contrabalançou a quebra de safra.

c) A partir de 1989 as taxas de crescimento da PTF são positivas e, principalmente, a média é alta em termos internacionais. É como se o ciclo de produtividade agrícola tivesse sido “dominado” pelos ganhos de produtividade total dos fatores.

d) Considerando-se os fatores individualmente, nota-se que a produtividade da mão-de-obra foi a que mais cresceu nos anos analisados, seu nível mais do que dobrou em duas décadas: do final em relação ao início do período de estimação. No entanto, dadas as dificuldades — para não dizer “impossibilidade” — de definir e mensurar o que seja o emprego agrícola (uso do fator trabalho nas lavouras), preferimos não enfatizar demasiadamente esse resultado.

e) A produtividade (parcial) da terra foi, dentre as demais, a que mais cresceu. De fato, a média da área colhida no último triênio 1994/96 é da mesma ordem de grandeza da de 1975, ao passo que a produção é 90% maior.

f) A produtividade (parcial) do capital caiu em comparação com o início do período, mas a queda é totalmente concentrada no ano inicial. De fato, se iniciássemos a análise em 1976 essa conclusão seria diferente. Conclui-se que a produtividade desse fator tem flutuado, revelando crescimento suave, desde o final da década de 80.

g) Conclusão semelhante, ainda que menos sólida, aplica-se aos insumos materiais usados na agricultura, aqui aproximados pelo uso de fertilizantes. Seus níveis de utilização são atualmente da ordem do dobro dos observados na segunda metade dos anos 70, da mesma forma que os níveis de produção. Seria de esperar, em princípio, que a produtividade dos insumos materiais também aumentasse com o tempo. Nossos resultados são um tanto surpreendentes, e não temos explicação para eles.

Como resultado desses desenvolvimentos, a produtividade total dos fatores na agricultura aumentou substancialmente nos últimos anos. Considerando-se a série desde 1988 o ganho é de não menos que 25%! Como o nível do índice da PTF agrícola era em 1988 da mesma ordem de grandeza daquele observado no início da série, conclui-se que todo o ganho líquido ocorreu na última década. Além

disso, a longo prazo o ganho de eficiência deve-se, em sua quase totalidade, aos aumentos de produtividade da terra e da mão-de-obra.<sup>30</sup>

Nossa conclusão principal até este ponto — nunca será demais repetir — é a de que a economia brasileira parece ter ingressado, nos últimos anos, em nova fase de desenvolvimento produtivo. A característica principal dessa etapa está nos enormes ganhos de eficiência na produção agregada e de setores específicos importantes. Esse ganho de eficiência pode ser entendido como aumento da quantidade de produção por unidade de insumos utilizados, como expresso pelos indicadores de produtividade total dos fatores, pelos de produtividade parcial e, principalmente, dentre estes últimos, pelos da produtividade da mão-de-obra. Pode-se até mesmo atribuir ao aumento da produtividade da mão-de-obra a responsabilidade principal pelos ganhos de eficiência até aqui identificados, em todos os casos estudados.

O anterior justifica uma análise mais detida das variações de produtividade na economia brasileira. A seção seguinte deste estudo aprofunda essa questão enfocando a produtividade da mão-de-obra na indústria de manufaturas, por duas razões principais e, possivelmente, inter-relacionadas: trata-se do setor em relação ao qual existem mais informações numéricas; os resultados obtidos quanto à evolução da produtividade nesta década têm sido objeto de controvérsia entre os analistas que se dedicaram a esse tema de estudo.

#### **4 - EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA**

Os ganhos de produtividade da mão-de-obra na indústria brasileira desde o início da década de 90 são tema de indiscutível importância pelas enormes implicações quanto à produtividade agregada — e, portanto, bem-estar presente e futuro — quanto à competitividade da produção manufatureira e quanto às perspectivas de evolução do emprego industrial para uma dada trajetória de crescimento da produção. A importância do tema é reforçada pelo fato de que os ganhos recentes representam uma descontinuidade na tendência *decrecente* de aumentos de produtividade que se vinha observando de forma praticamente ininterrupta desde o final da década de 70.

---

<sup>30</sup> Nossos resultados para o crescimento da PTF agrícola são muito inferiores aos obtidos por Gasques e Conceição (1997), que utilizaram um índice de Tornqvist aplicado aos dados do período 1976/94. Esses autores concluem que *o índice da PTF agrícola era em 1994 cerca de 92% superior ao de 1976*. Pesquisando as causas da diferença percebe-se que se deve ao fato de que aqueles autores consideraram na construção do índice de PTF agrícola apenas o uso da terra e do trabalho. Como terra e trabalho foram, precisamente, aqueles fatores cujo uso manteve-se aproximadamente constante ou diminuiu no período — o que implica substancial aumento de sua produtividade parcial, conforme nossa conclusão acima —, os autores encontram para a PTF resultados que acompanham de perto o da evolução da produção das lavouras no período.

#### 4.1 - Evolução da Produtividade da Mão-de-Obra: Visão Geral

De fato, a produtividade da mão-de-obra industrial brasileira elevou-se muito rapidamente entre 1970 e 1973, quando a taxa média de crescimento foi cerca de 5,6% a.a. Esse foi também um subperíodo de rápido crescimento do nível de emprego. A partir de 1973, no entanto, observam-se taxas bem mais modestas de crescimento: entre 1973 e 1980 a taxa média anual de crescimento da produtividade reduz-se para 1%, apenas. Ainda assim a média da década de 70 foi de 2,4% a.a. Um dos resultados da recessão do nível de atividade econômica do início dos anos 80 foram taxas negativas de crescimento da produtividade nos piores anos da recessão (1981 e 1983). Devido a isso, a média do quinquênio 1981/85 alcançou apenas 0,34% a.a. Já no quadriênio 1986/89 a produção cresceu, em termos acumulados, 11,65%, enquanto o emprego crescia 10,50%, ou seja, o ganho acumulado de produtividade ficou em apenas 1,1%: isto é, de 1986 a 1989 a produtividade aumentou em média 0,26% a.a. O resumo disso tudo é que as taxas de aumento da produtividade decresceram praticamente de modo contínuo ao longo do tempo desde o início dos anos 70 até o final dos anos 80, como se ilustra na Tabela 4.<sup>31</sup>

É em contraposição a esse pano de fundo que devemos analisar o desempenho da produtividade da mão-de-obra nos anos mais recentes, especialmente a partir de 1990. De fato, o que vem acontecendo nesta década representa uma ruptura com a experiência histórica e reflete uma autêntica revolução tecnológico-organizacional (incluindo-se a substituição de mão-de-obra por capital) estimulada pela abertura comercial que permitiu, ou estimulou, a substituição de matérias-primas e componentes nacionais por importados.

Tabela 4

Taxas Médias de Crescimento da Produtividade: Períodos Seleccionados — 1971/89

(Em % a.a.)

Ano	Taxas Médias de Crescimento da Produtividade
1971/73	5,59
1974/80	1,00
1981/85	0,34
1986/89	0,25

Fonte: Elaborado pelos autores com base em dados do IBGE. Produtividade medida em relação ao pessoal diretamente ligado à produção.

<sup>31</sup> Estimativas de mais longo prazo (e certamente mais precárias) a partir de dados dos Censos Industriais apontam para taxas médias de crescimento da produtividade da ordem de 1,4% a.a. no conjunto das décadas de 20 e 30 (as de crescimento mais lento da produção industrial brasileira, em média), de 2,7% a.a. na década de 40, de 6,8% a.a. na década de 50 (a de crescimento mais rápido), e de 3,0% a.a. na década de 60. Assim, a taxa média de “longuíssimo prazo” (1920/80) alcançaria os 3,68% a.a. As variações médias segundo décadas acompanham, *grossa modo*, o crescimento da produção, confirmando a lei de Verdoorn.

Assim é que, após cair cerca de 5% em 1990 — fruto de uma recessão na qual o indicador de mão-de-obra empregada na produção diminuiu 5,3% enquanto a produção física diminuía 9,5% — a produtividade da mão-de-obra da indústria de transformação brasileira aumentou aceleradamente desde então, perfazendo cerca de 60 % acumulados no período 1991/96, ou 8,1% a.a., em média, ao longo de seis anos. As estimativas para 1997, a partir de resultados parciais até setembro daquele ano, apontam para taxas de crescimento da produtividade por pessoa ocupada na produção da ordem de 10% em relação a 1996.

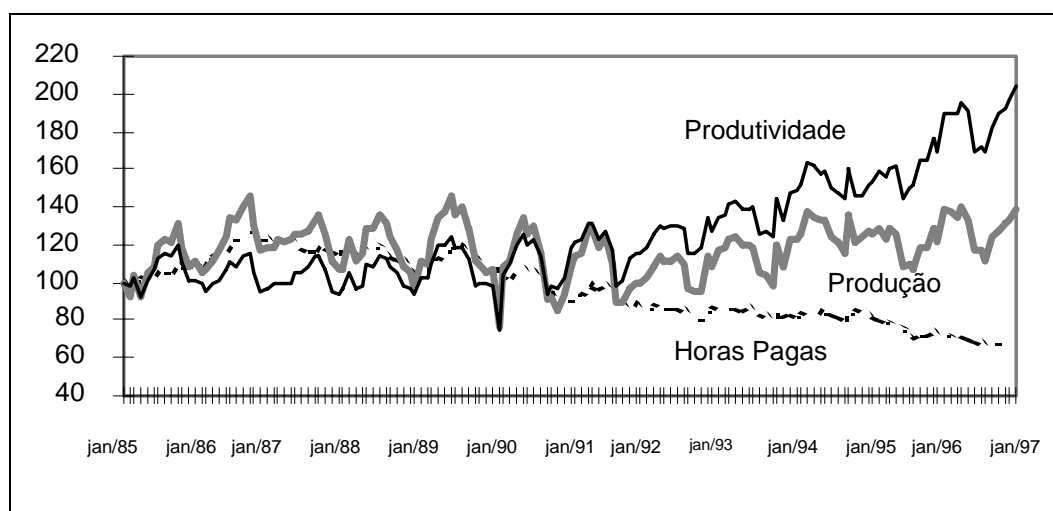
Ver, a propósito, o Gráfico 7, com informações sobre a produção, emprego (em homens-hora, referidos ao pessoal ligado à produção) e produtividade horária. O padrão da curva mostra uma produtividade virtualmente estagnada de 1985 até aproximadamente 1990. A partir daí existe uma tendência ascendente que resulta em elevadíssimas taxas de crescimento até o presente.

A curva de horas pagas na produção cresce com os efeitos do Plano Cruzado (1986), decrescendo depois ligeiramente até o final de 1989. Em 1990 é que se inicia a grande redução no número de horas pagas na indústria, redução *que mais se acentua no período que vai até o final de 1992*. Note-se que do começo de 1993 a meados de 1995 o traçado da curva de horas pagas não mostra uma redução muito grande. No segundo semestre desse último ano existe uma diminuição mais nítida da utilização de insumos de trabalho, fruto da desaceleração do crescimento. Essa redução continuaria até nossos dias, estimulada por: *a)* substituição de mão-de-obra por capital; *b)* substituição de matérias-primas, partes e componentes nacionais por estrangeiros; e *c)* difusão pelo aparelho produtivo de modernas técnicas organizacionais, gerenciais e melhoras tecnológicas.

No entanto, nem todos os analistas concordam quanto à intensidade desse processo de aumento da produtividade industrial. Os argumentos incluem dúvidas quanto à representatividade das séries e quanto à própria metodologia das estimativas.

Uma das principais dificuldades apontadas na avaliação dos movimentos da produtividade da mão-de-obra tem a ver com o fato de que as séries de produtividade da mão-de-obra são estimadas pelo quociente entre uma série de produção física da PIM-PF e uma série de insumos de trabalho da PIM-DG, ambas do IBGE — mas a partir de amostras diferentes e com características distintas.

Gráfico 7  
Número de Horas Pagas, Produção e Produtividade — 1985/97



Fonte: IBGE — PIM-DG e PIM-PF.

Assim, por exemplo, é óbvio que, se os coeficientes técnicos de produção mudarem com o tempo — como provavelmente mudaram —, a medida de produção (os índices de “produção física” real, usualmente utilizados) como *proxy* para o produto gerado (isto é, valor adicionado, ou VA) irá gerar resultados viesados. Isso provavelmente aconteceu na década de 90, dada a abertura comercial.<sup>32</sup> De forma semelhante, se existir viés na série de insumos de trabalho<sup>33</sup> a série de produtividade da mão-de-obra resultante também será viesada.<sup>34</sup>

Observe-se que não é possível, a partir das estatísticas usuais, determinar em que medida a redução do emprego industrial está associada, por exemplo, ao processo de terceirização de atividades antes realizadas no âmbito das empresas, fenômeno visível nos anos 90. Trata-se de um aspecto importante para dimensionar os reais ganhos de produtividade, já que a terceirização apenas desloca os gastos com pessoal.

Há dois aspectos, no entanto, que sugerem que esse efeito não é tão forte quanto se imagina: a medida de emprego utilizada nos cálculos de produtividade refere-se

<sup>32</sup> Note-se, no entanto, que a direção do viés parece o oposto do que se imagina quando são adotados os novos resultados das Contas Nacionais, recém-divulgados: enquanto o indicador da produção física crescia cerca de 11,9% acumulados entre 1990 e 1996, o do VA real, pelas novas Contas, crescia cerca de 17% e o do Valor da Produção real 17,7%. Preferimos trabalhar com a medida original no restante do texto.

<sup>33</sup> Segundo as novas Contas, a redução acumulada no nível de emprego industrial entre 1990 e 1996 teria sido cerca de 13% em relação ao emprego total e cerca de 15,6% em relação aos empregados, isto é, excluindo do cômputo os empregadores, os empregados por conta própria e os sem remuneração.

<sup>34</sup> Em cuidadosa avaliação recente Sabóia e Carvalho (1997) concluem que as estatísticas da PIM-DG parecem mais confiáveis para a mensuração da produtividade. Conclusão semelhante vamos encontrar em Bonelli (1996).

ao pessoal ligado à produção, e, como se sabe, o fenômeno da terceirização atingiu mais fortemente as atividades não diretamente ligadas ao processo produtivo. Ademais, em algumas pesquisas diretas as empresas não confirmam um uso intensivo da terceirização: segundo levantamento recente efetuado em conjunto pelo BNDES, CNI e Sebrae, em pesquisa ainda inédita, apenas 9% das empresas industriais pesquisadas declararam utilizar intensamente qualquer tipo de terceirização.

Outra dúvida — na verdade, a principal — relacionada à mensuração da produtividade da mão-de-obra tem a ver com a variável utilizada no denominador da relação, isto é, a medida de insumos de mão-de-obra. Deixando de lado a distinção entre horas pagas e número de pessoas ocupadas — cujas diferenças nas taxas de variação tendem a desaparecer a médio e longo prazos — existe a possibilidade<sup>35</sup> de que a amostra utilizada pela PIM-DG venha perdendo representatividade com o passar do tempo. Se isso for verdade, os cálculos de variação da mão-de-obra empregada (ou de horas pagas na produção, tanto faz) tenderão a exagerar para baixo — isto é, serão ainda mais negativos — a variação de fato ocorrida. Como lidar com essa possibilidade?

Obviamente, não há resposta fácil. No entanto, ao compararmos, como na Tabela 5, a taxa de variação do pessoal ocupado segundo a PIM-DG com a do pessoal ocupado com carteira assinada segundo a PME (IBGE, média das seis regiões metropolitanas pesquisadas), os resultados são da mesma ordem de grandeza. Isso fornece uma indicação de que, se a amostra da PIM-DG está perdendo representatividade, esse processo ainda não é muito intenso. A Tabela 5 mostra também as taxas de variação do emprego industrial calculadas pelas novas Contas Nacionais (CN). A discrepância destas com as demais séries é, no mínimo, notável. Na última coluna vê-se o resultado da evolução do emprego dos Indicadores CNI, que permite essencialmente as mesmas conclusões das duas primeiras séries: queda do nível de emprego entre 16% e 21% acumulados no quinquênio 1993/97. Para as CNs, tem-se apenas (-)3,75% no quadriênio 1993/96.

Tabela 5

Taxas de Variação do Pessoal Ocupado: Comparação entre as Pesquisas PIM-DG, PME, Contas Nacionais e Indicadores CNI — 1993/97

(Em %)

Ano	PIM-DG	PME (Indústria, com Carteira)	Contas Nacionais (Total Industrial)	Indicadores CNI
1993	- 1,7	- 2,0	0,19	- 3,3
1994	- 2,1	- 1,0	0,76	- 1,3
1995	- 1,8	0,1	- 0,42	- 1,1
1996	- 11,1	- 8,8	- 4,25	- 7,4
1997 <sup>a</sup> [Acumulado]	- 5,7 [ - 20,7%]	- 4,4 [ - 15,5%]	n.d.	- 4,0 [ - 16,1]

<sup>a</sup> Até setembro para a PIM-DG; até novembro para a PME; e até dezembro para os dados CNI.  
n.d. = não-disponível.

<sup>35</sup> Negada pela equipe técnica do IBGE em diversas ocasiões, registre-se.

Com respeito à medida de produção, como vimos, utiliza-se habitualmente o índice de produção física como *proxy* para a evolução do valor adicionado. Argumenta-se que, especialmente no período mais recente, começou a ocorrer a substituição de insumos domésticos por importações, de modo que o crescimento do valor adicionado deve ter sido menor do que o do volume total de vendas da indústria. Não se deve, entretanto, superestimar esse viés. Os índices de *quantum* não se confundem com indicadores de vendas finais; incluem matérias-primas e bens intermediários, de forma que captam, à exceção de problemas de representatividade de amostra, a substituição de insumos domésticos por importações através de uma queda, ou menor crescimento, dos produtos intermediários. De qualquer forma, estimativas (embora grosseiras) mostram que a magnitude dos ganhos de produtividade para a indústria como um todo não se alteram muito quando se fazem hipóteses (extremas) sobre a substituição de matérias-primas nacionais por importadas — embora possam fazer diferença para algumas indústrias isoladamente.

Conquanto enseje evidência apenas parcial, é oportuno ainda observar que das Pesquisas Industriais Anuais do IBGE tem-se de fato aumento da relação VTI/VBP após 1990, e não redução, o que poderia, talvez, indicar que o VA real aumentou mais que o indicador de produção física — supostamente representativo da evolução do valor da produção real.<sup>36</sup>

No entanto, é óbvio que os coeficientes técnicos mudaram com o tempo em conseqüência do resultado da abertura comercial e da substituição de trabalho por capital e adoção de novas técnicas gerenciais-organizacionais. Nessas condições, a medida de produção bruta (os “índices de produção física” da PIM-PF usualmente utilizados) como *proxy* para o produto gerado, isto é, valor adicionado, irá gerar resultados viesados. Como lidar com tal problema — de resto, notado por 10 entre 10 pesquisadores dos movimentos recentes de produtividade?

Partimos de duas identidades contábeis. A primeira é a que expressa o Valor Bruto da Produção Industrial  $X$  como a soma do Valor Adicionado  $V$  e das compras de insumos  $I$ . Esta última pode ser desdobrada na soma de insumos produzidos no país  $Z$  e insumos importados  $M$ . Logo:

$$X \equiv V + Z + M \tag{1}$$

Variações discretas nas variáveis escrevem-se como:

---

<sup>36</sup> Essa conclusão deve ser encarada com extrema cautela. Por um lado, porque os resultados expandidos das PIAs, que resultam no aumento citado, são muito precários e estão em revisão; por outro, porque pode ter havido apenas ganho do VA nominal acima do VBP nominal, e não necessariamente do VA real na mesma proporção. De fato, os ganhos salariais após 1992 fornecem indícios de que isso pode ter acontecido. Estimativas mais robustas demandariam o uso de métodos como o da deflação bruta para aferir o VA real. Como já assinalado, no acumulado do período 1990/96 as novas Contas Nacionais registram aumento do VA real acima do da produção física: 17% contra 12%, aproximadamente.



$$\Delta X \equiv \Delta V + \Delta Z + \Delta M \quad (2)$$

Dividindo pela produção bruta do período base (e após algumas manipulações) chega-se a:

$$\Delta X/X \equiv (\Delta V/V).(V/X) + (\Delta Z/Z).(Z/X) + (\Delta M/M).(M/X) \quad (3)$$

Em termos de taxas de crescimento:

$$x \equiv a.v + b.z + c.m \quad (4)$$

onde  $a$ ,  $b$  e  $c$  são as participações relativas em algum ano-base ( $V/X$ ,  $Z/X$  e  $M/X$ , respectivamente, no ano-base) e as letras minúsculas são as taxas de variação das variáveis em maiúsculas. Em particular, note-se que  $v$  é desconhecida e  $x$  é a taxa de variação da produção física, ou, presumivelmente, os índices usuais de produção do IBGE. A produtividade, por sua vez, pode ser escrita como a identidade:

$$P \equiv V/H \quad (5)$$

ou:

$$V \equiv P.H \quad (5a)$$

onde  $H$  é a quantidade de insumos de mão-de-obra em termos de homens-hora, por exemplo. Novamente, variações relativas em  $V$  podem ser descritas por:

$$v \equiv p + h + p.h \quad (6)$$

Substituindo-se o anterior em (4) chega-se a:

$$x \equiv a.(p + h + p.h) + b.z + c.m \quad (7)$$

que nos permitiria estimar a taxa de crescimento da produtividade  $p$  corretamente medida, isto é, considerando o Valor Adicionado, e não o Valor Bruto da Produção — se dispuséssemos de estimativas para as demais variáveis, especialmente para  $b$  e  $z$ . No entanto, essas estimativas não existem. Uma possibilidade para análise consiste em postular alguma relação entre as variações absolutas ou relativas no uso dos insumos importados e produzidos domesticamente. Por exemplo: que *todo o aumento observado nas importações de matérias-primas substitui exatamente o uso de matérias-primas produzidas domesticamente*. Isto é:

$$\Delta M = (-) \Delta Z \quad (8)$$

Nesse caso, substituindo (8) em (3), e levando em conta as demais transformações algébricas, tem-se:

$$x = a.(p + h + p.h) = a.v \quad (9)$$

Mas isso implica supor que o valor adicionado cresce mais do que proporcionalmente ao Valor Bruto da Produção. É pouco provável que isso tenha ocorrido. Tomemos o caso do total da indústria de transformação. O coeficiente  $a$  (participação relativa do valor adicionado no valor da produção, VA/VBP) está provavelmente no intervalo 0,4 a 0,5.<sup>37</sup> Ele será decrescente no tempo se o resultado da substituição de insumos nacionais por importados for mais forte do que os (eventuais) aumentos de salários e lucros relativamente aos aumentos do valor da produção, e decrescente no caso contrário.<sup>38</sup> A tendência provável é de redução do coeficiente.

A participação das importações de matérias-primas no valor da produção tem sido, claramente, crescente. A matriz de 1985 indica um valor da ordem de 0,08 para  $c$ , mas o movimento no final da década de 80 foi, claramente, no sentido de diminuição drástica do componente importado. Para inferirmos sobre a tendência de crescimento nos anos 90 é preciso adotar algumas hipóteses. A principal dentre elas é que as importações de matérias-primas destinam-se totalmente ao uso industrial.<sup>39</sup>

Nesse caso, adotando estimativas da Funcex [ver Haguener, Markwald e Pourchet (1997)] para o valor da produção em 1990 pode-se chegar às aproximações seguintes, *todas elas em valores constantes de 1990*. Note-se, em particular, que o crescimento do valor em dólares correntes das “importações de matérias-primas e bens intermediários” e do *quantum* importado dessa categoria — presumivelmente destinadas em sua quase totalidade ao parque industrial — foi elevadíssimo entre 1990 e 1996: de 250% (ver Tabela 6).

---

<sup>37</sup> As novas Contas Nacionais registram a proporção de 36% para a relação VA bruto/VBP líquido de impostos (1996).

<sup>38</sup> Note-se que a massa salarial na indústria ganhou peso no valor da produção até bem recentemente. Além disso, pesquisa recente do professor Donald Hay no âmbito do IPEA mostra uma redução de 0,55 para 0,49 na relação VA/Vendas entre 1990 e 1993 para uma amostra de 414 grandes empresas em nove gêneros industriais. Pesquisa do IBGE mostra uma elevação de 0,54 para 0,60 na relação VTI /VBP no mesmo período. Detalhe: ambas usam a mesma fonte de informação (as PIAs anuais). Nossa intuição favorece os resultados do professor Hay.

<sup>39</sup> Para onde mais poderiam ir? Note-se que não incluímos como matérias-primas nos cálculos seguintes os combustíveis e lubrificantes (inclusive petróleo). Estão também excluídos os bens de capital e os de consumo.

Tabela 6  
 Importações de Matérias-primas e Bens Intermediários — 1990/96

Ano	Valor Corrente (US\$ milhões)	Índice de <i>quantum</i> (1990=100)
1990	10.963	100,0
1991	11.376	109,0
1992	11.379	112,7
1993	14.221	151,9
1994	18.397	201,7
1995	26.070	272,4
1996	27.942	350,1

Fonte: Funcex.

O VBP industrial em 1990 era da ordem de US\$ 290 bilhões<sup>40</sup> e as importações de insumos eram, pela Tabela 6, de cerca de US\$ 11 bilhões. Como o crescimento da produção física (Fonte: PIM-PF, IBGE) foi cerca de 12% entre 1990 e 1996, o VBP neste último ano teria sido de US\$ 325 bilhões, a preços de 1990. Já as importações teriam alcançado US\$ 38,5 bilhões valorados a preços do ano-base. A soma  $V + Z$  pode ser obtida residualmente, passando de 279 em 1990 para cerca de 286 em 1996.

A Tabela 7 resume esses dados e os da hipótese adicional, e crucial, de que o uso (em termos de *quantum*) de matérias-primas nacionais ( $Z$ ) não se alterou, quando se consideram apenas os anos extremos de 1990 e 1996.<sup>41</sup>

<sup>40</sup> Nossa estimativa, refletindo uma média entre o valor em moeda nacional obtido das Contas Nacionais convertido à taxa do câmbio paralelo (US\$ 260 bilhões) e ao câmbio oficial, claramente valorizado (US\$ 340 bilhões).

<sup>41</sup> A justificativa para a manutenção do mesmo valor de  $Z$  para 1996 baseia-se no fato de que a produção real de bens intermediários cresceu cerca de 10,5% entre 1990 e 1996 (PIM-PF), ao passo que as exportações desses bens cresceram bem mais que isso entre esses anos: os Indicadores Funcex mostram que o *quantum* dessas exportações cresceu não menos do que 34,5% entre 1990 e 1996. O montante das matérias-primas nacionais destinado ao uso intermediário domesticamente deve ter diminuído, dada a participação das exportações na produção, isto é, a absorção de bens intermediários nacionais pela indústria provavelmente diminuiu no período. Assim, a hipótese de manutenção do valor constante não é exagerada, mas conservadora.

Tabela 7  
Estimativas de variação do Valor Adicionado Industrial — 1990/96

Ano	X (Valor da Produção)	M	V+Z (VA+Absorção MP Nacionais)	VA <sup>a</sup> [Z*]	VA <sup>b</sup> [Z**]	VA <sup>c</sup> [Z***]
1990	290	11	279	116 [163]	130 [149]	145 [134]
1996	325	39	286	123 [163]	137 [149]	152 [134]
Diferença (1996/90)	35	28	7	7	7	7
Crescimento (%)	12	255	2,5	6,0	5,4	4,8

<sup>a</sup> Estimado em 0,40 do VBP em 1990; <sup>b</sup> Idem, 0,45; <sup>c</sup> Idem, 0,50. Em 1996 é residual.

Z\*, Z\*\*, Z\*\*\* são residuais em 1990 e mantêm o mesmo valor em 1996. Todos os valores estão em US\$ bilhões de 1990.

Segundo essas hipóteses, o VA real na indústria teria aumentado cerca de US\$ 7 bilhões entre os anos de 1990 e 1996, ou entre 4,8% e 6%, dependendo da hipótese sobre a participação do VA no VBP utilizada. Como o emprego industrial diminuiu 30,2%, conclui-se que a produtividade da mão-de-obra teria aumentado entre 50% e 52% acumulados entre os anos extremos — e não 60%, como se estimou pelo índice de produção física.<sup>42</sup> De qualquer forma, trata-se de crescimento expressivo!

## 4.2 - Salários e Produtividade

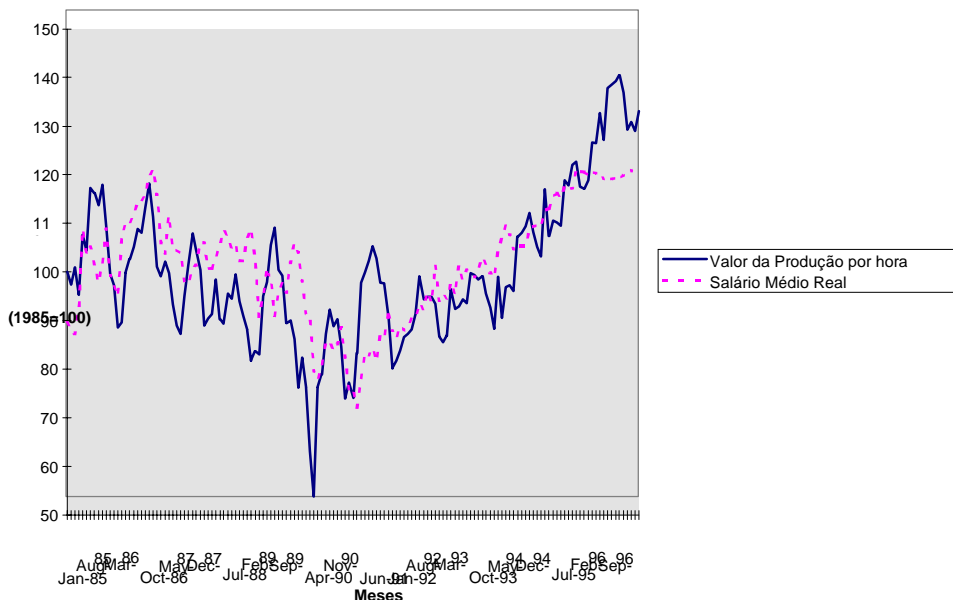
Os ganhos de produtividade ajudam a explicar os ganhos salariais observados na indústria recentemente, de grande importância para a análise da evolução da competitividade da produção. Com aumentos de produtividade da ordem dos experimentados desde o começo da década é de esperar, dado o caráter segmentado e imperfeito dos mercados de trabalho brasileiros, que aumentos de salário reflitam os de produtividade — mesmo descontando o fato de que as estimativas de produtividade possam estar algo superestimadas. Um indicador que permite analisar esse aspecto é o valor da produção por hora paga na produção. O Gráfico 8, a seguir,<sup>43</sup> mostra a evolução dos salários reais e do valor da produção real dividido pelo número de horas pagas. Observa-se que há forte associação entre as duas séries, sugerindo que a mão-de-obra apropriou-se dos ganhos de produtividade. O aumento do valor da produção por hora forneceria, assim, uma resposta para o aumento dos salários.<sup>44</sup>

<sup>42</sup> De onde se vê que o indicador de insumos de mão-de-obra é mais importante do que o de produto na determinação da produtividade industrial brasileira nos últimos anos.

<sup>43</sup> Reproduzido de trabalho de Chamon (1997).

<sup>44</sup> Além disso, o processo de redução de postos de trabalho atingiu mais fortemente os trabalhadores de salários mais baixos, o que tem o efeito de elevar o salário médio. Existe também evidência de que os salários contratuais para novos empregados aumentou em termos reais. Muitas empresas erraram na avaliação das perspectivas de aumento dos preços após lançamento do real, concedendo reajustes salariais que não puderam ser repassados para os preços.

Gráfico 8  
Salário Médio Real e Valor da Produção Real por Hora Paga — 1985/96



Fonte: PIM-DG/IBGE [cf. Chamon (1997)].

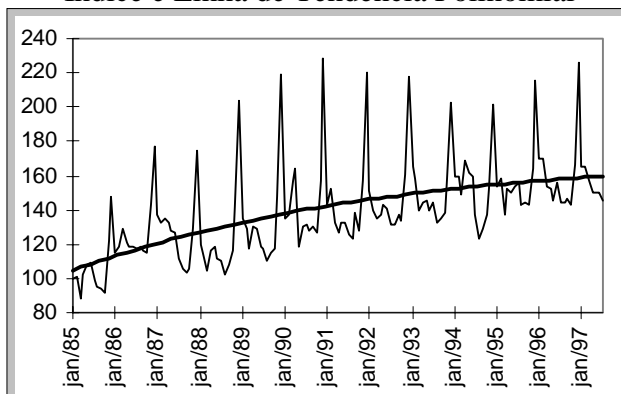
Os Gráficos 9A e 9B mostram a mesma relação examinada no anterior, mas sob outro ângulo. Trata-se, aqui, da participação da folha salarial no valor da produção ou, se quisermos, do salário-produto médio na produção real por empregado. A parte superior revela claramente a tendência crescente da série. Pode-se alegar, porém, que parte da tendência deve-se aos efeitos da nova Constituição Brasileira, de 1988, que aumentou o custo salarial. Para lidar com essa possibilidade o Gráfico 9B mostra médias móveis de 12 meses dos índices do Gráfico 9A. Observa-se ali, claramente, que mesmo depois de 1990 — data em que, supostamente, os efeitos dos aumentos na folha salarial provocados pela nova Constituição já se haviam feito sentir — a tendência é crescente. Novamente, isso denotaria que os salários apropriaram-se dos ganhos de produtividade — obviamente, para os trabalhadores que mantiveram o emprego.<sup>45</sup> Note-se, além disso, que a curva encontra-se, a partir de meados de 1996, estacionária em um patamar. Isso sugeriria que o processo de apropriação dos ganhos de produtividade pelos salários teria terminado.

<sup>45</sup> Uma vez mais é oportuno lembrar que o salário médio assim retratado sofre de todos os problemas usuais relacionados ao efeito-composição: aumenta sempre que a dispensa de mão-de-obra atinge relativamente mais o pessoal de salários mais baixos.

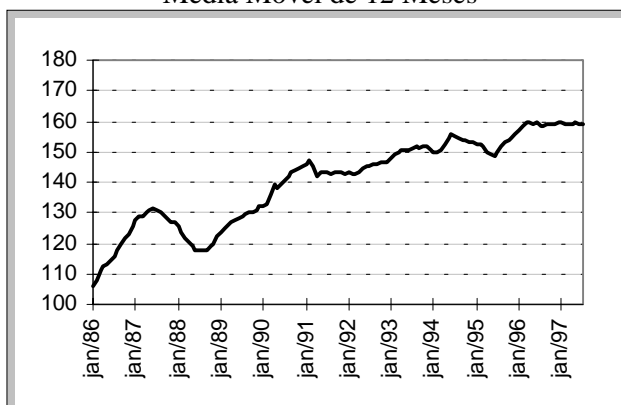
Gráficos 9A e 9B

Índice da Participação da Folha Salarial no Valor da Produção (1985=100)

Índice e Linha de Tendência Polinomial



Média Móvel de 12 Meses



Fonte: PIM-DG/IBGE.

### 4.3 - Emprego e Produtividade

Finalmente, a análise da relação entre variação do emprego e variação da produtividade industrial no período mais recente, pós-recessão 1990/92, permite concluir, tentativamente, que não há uma associação muito estreita entre as séries respectivas (ver Tabela 8).

Tabela 8  
 Variação do Emprego e da Produtividade Industrial: Acumulada — 1992/96

Setores Industriais	Variação do Emprego	Variação da Produtividade
Extrativo Mineral	- 36,56	88,06
Minerais Não-Metálicos	- 24,42	58,24
Metalurgia	- 8,90	29,29
Mecânico	- 19,40	47,13
Material Elétrico e de Comunicações	- 8,04	76,28
Material de Transporte	- 10,80	59,38
Madeira	- 14,35	19,92
Mobiliário	10,77	32,61
Papel e Papelão	- 17,38	34,82
Borracha	- 23,52	47,23
Couros e Peles	- 7,97	- 6,21
Químico	- 19,86	45,12
Produtos Farmacêuticos	- 3,52	22,51
Produtos de Perfumaria	5,14	11,15
Plásticos	- 3,41	41,63
Têxtil	- 27,54	26,69
Vestuário e Calçados	- 28,16	36,30
Alimentos	- 12,87	33,64
Bebidas	- 11,04	52,48
Fumo	- 29,42	38,08
Total — Indústria Geral	- 16,36	43,15

Fonte: IBGE — PIM-DG e PIM-PF.

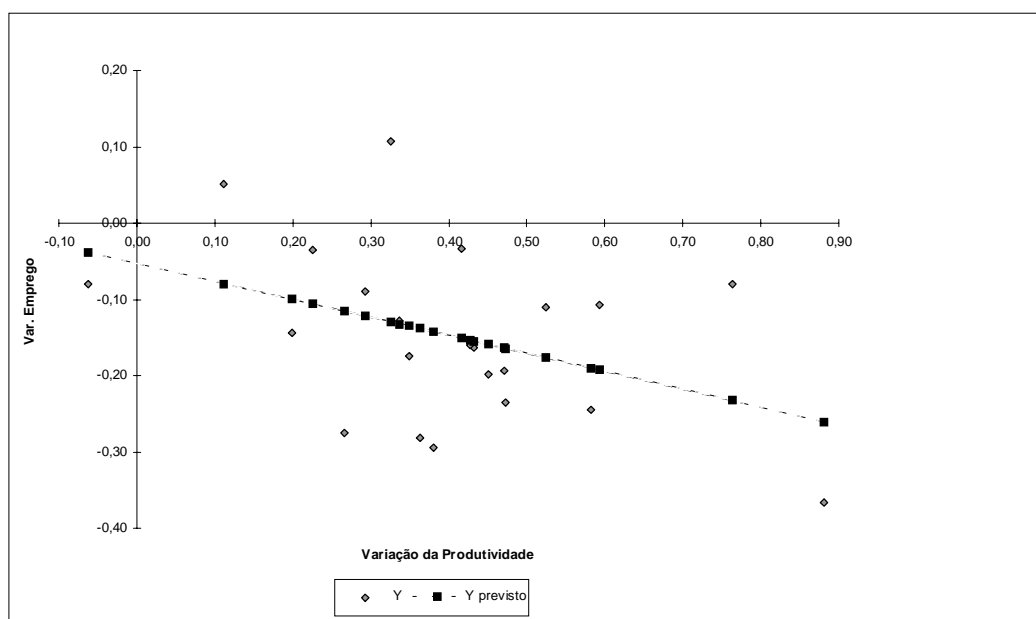
Observe-se, inicialmente, que há considerável variância entre os valores das duas séries. Em particular, há dois setores em relação aos quais  *aumentou* o nível de emprego entre os anos extremos: mobiliário e produtos de perfumaria. Isso não impediu a queda agregada no volume de emprego, da ordem de 16% entre os anos extremos, liderada por setores como o extrativo mineral, vestuário e calçados, fumo, têxtil, minerais não-metálicos e borracha, cujas taxas de *decréscimo* da mão-de-obra empregada são da ordem de pelo menos 24%, acumulado no período. Taxas muito inferiores à média caracterizam setores como metalurgia, material elétrico e de comunicações, material de transporte, couros e peles, produtos farmacêuticos, plásticos e bebidas.

Os ganhos de produtividade, por sua vez, foram apreciáveis para a grande maioria dos segmentos listados na tabela, com destaque para o extrativo mineral e material elétrico e de comunicações. Desempenho pouco inferior caracterizou ramos como o de minerais não-metálicos, mecânico, material de transporte e bebidas,  *todos eles com ganhos acumulados de produtividade superiores a 50% em quatro anos.*

Com a finalidade de testar se há associação estatística entre as séries anteriormente citadas, estimamos uma equação de regressão na qual a variação do emprego é a variável dependente. Na escolha do período optamos por considerar apenas o quadriênio 1993/96. Isso se justifica porque, assim, isolamos os efeitos

da recessão 1990/92 sobre o nível de emprego. O período imediatamente seguinte, aqui considerado, foi um pouco mais uniforme que o anterior em termos de crescimento do nível de atividade industrial. Os resultados, bem como o Gráfico 10, indicando o ajustamento, vêm a seguir.

Gráfico 10  
Variação do Emprego em Função da Variação da Produtividade



Estatísticas de Regressão		Coefficientes	Erro Padrão	Stat t	Valor - P	
R-Múltiplo	0,4220	Interseção	-0,05291	0,05055	-1,046	0,307
R-Quadrado	0,1781	Variável X1	-0,23544	0,11308	-2,081	0,050
R-Quadrado Ajustado	0,1370					
Erro Padrão	0,1057					
Observações	22					

Salta aos olhos, de início, a má qualidade do ajustamento: apenas cerca de 14% da variância intersetorial do emprego são “explicados” pela variação intersetorial de produtividade.<sup>46</sup> Em outras palavras, as variações de emprego e de produtividade têm uma correlação relativamente pequena entre si. Não obstante, o coeficiente angular referente à variável produtividade é negativo e significativamente diferente de zero ao nível de 5%. Ele implica que, no período analisado, para cada 1% de aumento da produtividade ocorreu uma redução média de cerca de 0,24% do nível de emprego. O fato de que o coeficiente seja significativo, mas o coeficiente de correlação seja baixo, sugere que há variáveis que foram omitidas na equação. Uma omissão óbvia é a de uma variável que reflita a intensidade de capital, ou, melhor ainda, variação na intensidade de capital entre subsetores

<sup>46</sup> E vice-versa: apenas 14% da variação da produtividade são “explicados” pelas variações intersetoriais de emprego. Obviamente, não tem sentido falar em causalidade neste contexto.



industriais. Infelizmente, porém, não dispomos de boas *proxies* para a relação capital por trabalhador.<sup>47</sup> A tentativa de incluir como *proxy* para a intensidade de capital os gastos em investimento fixo como proporção da receita operacional líquida (por setor) não deu bons resultados.<sup>48</sup> Aliás, como (espera-se, da teoria da produção) o nível de produtividade está relacionado à dotação de capital por trabalhador, pode-se *interpretar* a regressão como identificando a influência da variação no capital por trabalhador sobre a variação no emprego. Seja como for, as indicações são no sentido de que outras forças, que não os ganhos de produtividade (ou, se quisermos, as variações na dotação de capital por trabalhador), tiveram influência não-desprezível na determinação das variações de emprego.

Importa aqui também analisar, no gráfico, as posições das diferentes indústrias. Note-se que há um único setor em que diminuiu tanto o nível de emprego quanto a produtividade no período considerado: o de couros e peles. Não obstante, ele se localiza próximo à curva estimada. Em dois setores, apenas, aumentou o nível de emprego (e, em ambos, também a produtividade): produtos de perfumaria e mobiliário. Ambos estão consideravelmente afastados da curva estimada. Em todos os demais observam-se ganhos de produtividade e redução do nível de emprego entre 1992 e 1996.

Além disso, em um pequeno número de setores observa-se grande distância em relação à curva ajustada: têxtil, vestuário e calçados, fumo, borracha e extrativo mineral. Nos dois primeiros sabe-se que parte desse resultado deveu-se ao fechamento das empresas de menor produtividade, bem como aos processos de fusões e aquisições experimentados nesses casos. Dificilmente pode-se dizer o mesmo dos três setores restantes. No lado oposto estão os setores situados acima da curva ajustada: aqueles nos quais a redução de emprego foi pequena em relação aos ganhos de produtividade, notadamente: material elétrico e de comunicações, material de transporte, bebidas, plásticos e produtos farmacêuticos — além, é claro, dos já citados produtos de perfumaria e mobiliário. É exatamente a existência dessa variância intersetorial que sugere, como dissemos, que outras forças — que não as variações de produtividade (ou de capital por trabalhador) — estariam contribuindo para a redução do volume de emprego industrial. As candidatas naturais seriam as mudanças organizacionais e tecnológicas.<sup>49</sup>

---

<sup>47</sup> De qualquer forma, é de esperar, da teoria da produção, que o nível de produtividade seja função da intensidade de capital. Logo, variações na produtividade dever-se-iam, entre outros fatores, a variações na dotação de capital por trabalhador.

<sup>48</sup> Aliás, nem sequer é uma boa *proxy*, como parece claro.

<sup>49</sup> Esse ponto foi levantado e estudado em trabalho recente de Salm, Sabóia e Carvalho (1997). Em análise estatística realizada com 12 setores industriais em dois períodos (1990/95 e 1992/95) os autores concluem haver correlação estatística positiva e significativa entre ganhos de produtividade e a utilização diferenciada de 24 técnicas, métodos e programas voltados para o aumento da competitividade da indústria.

## ANEXO 1

## Estimativas dos Coeficientes da Função Cobb-Douglas

Os resultados das análises de regressão adotando-se a forma Cobb-Douglas, sem postular retornos constantes à escala, vêm a seguir. O período de estimação é o de 1974/96 e a variável dependente é o logaritmo do PIB real.

As estimativas para essa primeira equação sugerem que a economia brasileira operou sob retornos decrescentes à escala no período 1974/96: a soma dos coeficientes, 0,93, é significativamente menor do que 1 — segundo o teste para a soma dos coeficientes igual à unidade *versus* soma menor do que 1.

	Coeficientes	Erro Padrão
Constante	(-) 5,4480	0,840
$\ln L$ (PEA)	0,2514	0,058
$\ln K$ (Estoque Máq. e Equip.)	0,6789	0,048
$U$ (Util. Cap. Industrial)	1,2044	0,114

$R^2 = 0,994$ ;  $DW = 1,73$ ; e  $F(3,19) = 1068$ .

Isso é de certa forma confirmado na segunda equação. Ao postular retornos constantes — em cujo caso é possível regredir a relação capital por trabalhador (PEA) contra o PIB *per capita* (PEA) —, a estatística de Durbin-Watson rejeita a hipótese de não correlação serial dos resíduos. Uma sugestão é que existem variáveis omitidas. De qualquer forma, o coeficiente da mão-de-obra parece baixo em comparação com outras estimativas e com o fato de que a remuneração desse fator na renda é certamente bem maior do que os 25% estimados pelo coeficiente.<sup>50</sup> Assim, postulando retornos constantes à escala os resultados da estimação são piores.

	Coeficientes	Erro Padrão
Constante	(-) 4,4751	0,569
$\ln (K / L)$	0,6401	0,055
$U$	1,299	0,131

$R^2 = 0,874$ ;  $DW = 1,27$ ; e  $F(2,20) = 69,163$ .

<sup>50</sup> De fato, de acordo com as novas Contas Nacionais, a participação das remunerações no PIB (líquido de impostos e subsídios) em 1996 era de 45,3%. Os restantes 54,7% eram representados pelo excedente operacional bruto e pela remuneração de autônomos. Parte desta última também é, certamente, remuneração do trabalho. Logo, uma participação em torno de 50% parece uma boa aproximação.

## ANEXO 2

### Estimativas de Taxas de Variação do Estoque de Capital e do Produto Potencial Agregado

“Any time series regression containing more than four independent variables results in garbage.”<sup>51</sup>

A primeira tentação para quem se dedica à estimação de variáveis como as de que necessitamos é a de usar a estimação econométrica de *distributed lags* (defasagens distribuídas). A citação de Griliches (1974) em epígrafe desaconselha fortemente qualquer tentativa nessa direção usando muitas defasagens.

Assim sendo, para estimar variações no produto potencial agregado, base para as estimativas de produtividade total dos fatores para a economia (agregada), partimos de hipóteses de comportamento e identidades clássicas da Teoria do Investimento. Nossa finalidade aqui é a de procurar formas de estimação que aperfeiçoem e/ou atualizem as estimativas de estoque de capital existentes<sup>52</sup> — em particular as de Hofman (1992) atualizadas por Morandi (1997) e pelos autores<sup>53</sup> — e, se possível, usando mais intensamente os dados oficiais das Contas Nacionais do Brasil referentes a investimento bruto (formação bruta de capital fixo) e produto real agregados. O algebrismo completo usado para chegar às estimativas encontra-se desenvolvido em seguida.

- *Investimento e estoque de capital*

Por definição, o estoque de capital em um determinado ponto  $t$  no tempo é a soma de fluxos passados e contemporâneos de investimento acumulados a partir de um ponto remoto no passado. Quanto mais remoto o ponto inicial, melhor a estimativa. Assim, o estoque (líquido) de capital pode ser escrito, supondo-se uma especificação de deterioração (*decay*) constante do estoque no tempo, como a soma de fluxos de investimento bruto ( $I$ ), na seguinte fórmula, também conhecida como “método do estoque eterno” (*perpetual inventory method*):

$$K_t = \sum_{\tau=0}^T (K_t - K_{t-\tau}) = \sum_{\tau=0}^T (1-\delta_t)^\tau I_{t-\tau} \quad (1)$$

<sup>51</sup> Recolhido em Griliches (1974, p.335) a propósito da estimação econométrica de *distributed lags*.

<sup>52</sup> A propósito, e para ilustrar as dificuldades envolvidas, Hicks (1981) disse certa vez que “The measurement of capital is one of the nastiest jobs that economists have set to statisticians”.

<sup>53</sup> Cabe aqui um especial agradecimento a Lucilene Morandi pela permissão de uso de sua planilha de cálculo, por nós utilizada para atualizar os dados do estoque de máquinas e equipamentos até 1996 e 1997.

onde:

$t$  é o período (ano) de referência;  
 $T$  refere-se a um ano no passado remoto; e  
 $\delta$  é a taxa de depreciação do estoque de capital.

A equação anterior é derivada de:

$$K_t = (1 - \delta_t) K_{t-1} + I_t \quad (2)$$

já que, por definição, no ano de referência o investimento bruto é igual ao investimento líquido.

O investimento de reposição pode ser escrito como:

$$IR_t = \delta_t K_{t-1} \quad (3)$$

onde, em favor da realidade econômica, mantivemos a indexação da taxa de depreciação/reposição. Da mesma forma, em relação ao investimento líquido, tem-se:

$$IL_t = I_t - \delta_t K_{t-1} \quad (4)$$

A grande maioria das teorias de comportamento do investimento relaciona a demanda por investimento à diferença entre o estoque de capital desejado ( $K^*$ ) e o efetivo ( $K$ ). Seja  $\lambda_t$  a velocidade de ajustamento entre  $K^*$  e  $K_{t-1}$ , onde  $0 < \lambda_t < 1$ . Assim, por definição:

$$IL_t = \lambda_t (K_t^* - K_{t-1}) \quad (5)$$

Dado que o investimento bruto é a soma do investimento líquido e do investimento de reposição, tem-se a seguinte expressão para o investimento bruto:

$$I_t = \lambda_t (K_t^* - K_{t-1}) + \delta_t K_{t-1} = \lambda_t K_t^* + (\delta_t - \lambda_t) K_{t-1} \quad (6)$$

Por simplicidade, e na falta de uma teoria da depreciação/reposição, geralmente supõe-se, como fizemos no início desta nota, que:

$$\delta_t = \delta$$

Em palavras: a taxa de depreciação é constante ao longo do tempo.<sup>54</sup>

<sup>54</sup> Note-se que essa é uma simplificação bastante grosseira. Há sólidas razões para supor que a taxa de depreciação — ou melhor ainda, de *reposição* — varie ao longo do ciclo econômico. Por um lado, em períodos de prosperidade usam-se mais intensamente os equipamentos e tende-se a gastar mais em reposição de máquinas e instalações. Nas recessões ocorre o oposto. Infelizmente, não há forma fácil de modelar essas mudanças. Aliás, nem difícil.

- *O modelo do acelerador*

Seja  $Y_t$  o produto real e  $\mu$  a relação entre o estoque de capital desejado para um determinado nível de produto real e este mesmo nível, a qual se supõe constante para períodos “homogêneos” de tempo:

$$K_t^* = \mu Y_t \quad (7)$$

Segundo o modelo “ingênuo” do acelerador o estoque desejado de capital ajustaria-se instantaneamente ao efetivo em cada período de tempo, ou seja,  $K_t^* = K_t$ . Essa, contudo, é uma hipótese extremamente forte. Sabe-se da experiência concreta das empresas que apenas uma parte da diferença entre o estoque real (efetivo) e o desejado é de fato investida em cada período específico. Uma forma de resolver essa questão é possível pelo modelo que ficou conhecido como *acelerador flexível*. De acordo com esse modelo, adotando-se a hipótese de uma velocidade de ajustamento ( $\lambda$ ) constante no tempo (novamente, uma simplificação) e substituindo-se (7) em (6), chega-se a:

$$I_t = \lambda \mu Y_t + (\delta - \lambda) K_{t-1} \quad (8)$$

Os parâmetros desta última equação podem ser estimados — embora os coeficientes  $\lambda$ ,  $\mu$  e  $\delta$  não possam ser identificados — caso existam informações fidedignas sobre o estoque de capital da economia e sobre o produto real ao longo do tempo. Na inexistência — ou não-confiabilidade — de alguma dessas informações, a solução é multiplicar ambos os lados da equação (8), defasada de um período ( $I_{t-1}$ ), por  $(1-\delta)$  e subtrair o resultado da equação (8) original, efetuando a chamada transformação de Koyck como a seguir:

$$I_t - (1-\delta)I_{t-1} = \mu\lambda Y_t - (1-\delta)\mu\lambda Y_{t-1} + (\delta-\lambda)K_{t-1} - (1-\delta)(\delta-\lambda)K_{t-2} \quad (9)$$

Rearranjando os termos chega-se a:

$$I_t = \lambda \mu Y_t - (1-\delta)\mu\lambda Y_{t-1} + (1-\lambda)I_{t-1} \quad (10)$$

que tem a vantagem de permitir a identificação dos três coeficientes relevantes.

Assim, conhecendo os valores do investimento bruto e do produto real é possível estimar econometricamente os coeficientes da equação (10) e, por conseguinte, identificar os valores de  $\delta$ ,  $\lambda$  e  $\mu$ . Isso tem a vantagem de permitir estimar, embora indiretamente, o produto potencial, do modo descrito a seguir. O ponto de partida é a conhecida expressão de Harrod-Domar:

$$Y^* = \frac{K_t}{\mu^*} \quad (11)$$

onde  $Y^*$  é o produto potencial e  $\mu^*$  é “a relação capital-produto”. Supondo-se esta última constante, é possível estimar taxas de variação para o produto potencial a partir das taxas de variação do estoque de capital. Manipulação algébrica das expressões anteriores permite chegar à seguinte expressão para o estoque de capital agregado, que depende apenas de uma série longa (N anos) dos fluxos de produto real passados e dos parâmetros  $\mu$  e  $\lambda$ :

$$K_t = \mu \lambda \sum_{\tau=0}^N (1 - \lambda)^\tau Y_{t-\tau} \quad (12)$$

Essa fórmula tem a vantagem de permitir estimar a variação do produto potencial — dada a hipótese de constância da relação capital-produto — a partir dos valores de uma série (suficientemente longa) do produto real e de dois parâmetros: a velocidade de ajustamento  $\lambda$  e a relação entre o estoque de capital desejado para um determinado nível de atividade ( $\mu$ ). A questão desloca-se, portanto, para a estimação desses cruciais parâmetros.

Os resultados de estimação vêm a seguir. Note-se que a equação (10) não tem termo constante (intercepto). De fato, tentativas de estimar os coeficientes da equação incluindo uma constante revelaram-na não-significativa. Como se sabe, a estimação de (10) por Mínimos Quadrados Comuns fornece estimativas viesadas dos coeficientes devido à presença da variável dependente defasada entre as variáveis explicativas. Optou-se, então, pela estimação com a correção de CORC — Cochrane-Orcutt Iterative Procedure. Ao estimarmos usando todas as observações disponíveis (período 1948/97), o teste de Chow rejeitou a hipótese de estabilidade dos coeficientes para o período como um todo. Optamos então por trabalhar apenas com o subperíodo 1974/97, em relação ao qual os testes revelaram-se relativamente robustos.

	Coeficiente da Variável	Estatística $t$
Produto Real ( $Y$ )	0,40176	9,36
Produto Real Defasado	- 0,38934	- 8,81
Investimento Bruto ( $I$ )	0,88230	16,80
RHO	0,0349	0,15
R Quadrado Ajustado	0,883	
Número de Observações	23	
DW (Ajustado)	2,02	
Desvio Padrão	102,5	

A partir desses resultados pode-se identificar os coeficientes  $\delta$ ,  $\lambda$  e  $\mu$ :

$$\delta = 0,0309$$

$$\lambda = 0,1177$$

$$\mu = 3,413$$

A relação entre o estoque de capital desejado e o nível do produto efetivo estimada para os anos desde meados da década de 70 é cerca de 3,41. Já a taxa de depreciação do capital estimada para esse período alcança apenas os 3,1%. Note-se que, dada a ordem de grandeza da relação capital-produto que se acredita prevalecer para a economia brasileira (da ordem de 3), cerca de 10% do PIB real são “depreciados” a cada ano. Dada a taxa de investimento bruto recentemente observada, da ordem de 17% do PIB real, isso significa que a taxa líquida seria apenas cerca de 7% em cada ano do período recente.<sup>55</sup>

De (12), determinados  $\lambda$  e  $\mu$ , pode-se calcular novas estimativas de capital para a economia brasileira, independentes das estimativas já existentes. Note-se que não conseguimos estimar “a relação capital-produto”  $\mu^*$ , embora seja lícito esperar que seu valor seja próximo ao do coeficiente  $\mu$ . Logo, não é possível estimar o produto potencial diretamente.

É possível, no entanto, calcular as taxas de variação do produto potencial agregado se adotarmos uma hipótese adicional (e crucial): a de que  $\mu^*$  não variou no tempo — ou, ao menos, não no período relevante. Nesse caso, as taxas de variação do produto potencial são iguais às do estoque de capital, estimado da forma acima. O quadro seguinte resume essas estimativas, apresentando-as lado a lado com as do produto real. De posse dessas estimativas, as taxas de variação anuais do produto potencial foram calculadas diretamente, dando origem às estimativas apresentadas no texto.

---

<sup>55</sup> Além disso, sabe-se que quanto mais pobre o país, mais durável será seu estoque de capital. A depreciação depende também de características das construções: no Japão, por exemplo, a depreciação sobre construções residenciais é bem mais elevada que nos demais países desenvolvidos, dada a baixa durabilidade das residências naquele país.

## Estimativas de Estoque de Capital e Produto Real — 1973/97

---

(A Preços de 1980)

Ano	PIB	Capital
1973	2.799	5.746
1974	3.027	6.286
1975	3.184	6.825
1976	3.510	7.432
1977	3.684	8.037
1978	3.867	8.644
1979	4.128	9.285
1980	4.548	10.019
1981	4.355	10.589
1982	4.391	11.107
1983	4.263	11.512
1984	4.493	11.962
1985	4.845	12.500
1986	5.208	13.121
1987	5.392	13.743
1988	5.389	14.290
1989	5.559	14.841
1990	5.327	15.235
1991	5.345	15.589
1992	5.301	15.883
1993	5.523	16.232
1994	5.854	16.673
1995	6.102	17.162
1996	6.279	17.665
1997	6.480	18.189

---



## BIBLIOGRAFIA

ABREU, M., VERNER, D. *Long term Brazilian economic growth 1930-94*. Paris: OECD, Development Center, 1997.

BONELLI, R. Growth and productivity in Brazilian manufacturing industries: impacts of trade orientation. *Journal of Development Economics*, v.39, 1992.

\_\_\_\_\_. Produtividade industrial nos anos 90: controvérsia e quase-fatos. *A Economia Brasileira em Perspectiva*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996.

BONELLI, R., PESSÔA, E. G. O papel do estado na pesquisa agrícola no Brasil. *Cadernos de Ciência e Tecnologia*, v.14, n.1, jan./abr. 1997.

CHAMON, M. *Rising wages and declining employment: the Brazilian manufacturing sector in the 90s*. Rio de Janeiro: IPEA, 1997 (Texto para Discussão, 552).

DE LONG, J. B., SUMMERS, L. H. Equipment, investment and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v.106, n.2, May 1991.

\_\_\_\_\_. Equipment investment and economic growth: how strong is the nexus? *Brooking Paper on Economic Activity*, n.2, 1992.

GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. N. P. R. da. *Crescimento e produtividade da agricultura brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1997 (Texto para Discussão, 502).

HICKS, J. *Wealth and welfare: essays in economic theory*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1981.

HOFMAN, A., MULDER, N. *The comparative productivity performance of Brazil and Mexico — 1950/95*. 1997, mimeo.

MORANDI, L. *Estimação da riqueza tangível e reproduzível — Brasil 1970/95*. Rio de Janeiro: UFF, 1997 (Dissertação de Mestrado).

NAGUENAUER, L., MARWALD, R., POURCHET, H. *Estimativas do valor da produção industrial e elaboração de coeficientes de exportação e importação da indústria brasileira (1986/96)*. Funcex, out. 1996, mimeo.

SALM, C., SABOIA, J., CARVALHO, P. G. M. Produtividade na indústria brasileira — questões metodológicas e novas evidências empíricas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro: IPEA, v.27, n.2, ago. 1997.

SOLOW, R. Technical change and the aggregate production function. *Review of Economic and Statistics*, 1957.