

Workshop

Liberalização comercial e
mercado de trabalho no Brasil

Introdução

Após décadas perseguindo uma vigorosa política de industrialização por substituição de importações, no início dos anos 90 o governo mudou radicalmente a orientação das suas políticas ao introduzir uma ampla liberalização comercial, desregulamentação de alguns mercados e privatização de empresas estatais. Como resultado das mudanças nas políticas comercial, cambial e de investimentos, em poucos anos verificou-se um aumento de quase três vezes no valor das importações, e de substancial ingresso de investimentos diretos estrangeiros. Dada a natureza das mudanças e o curto tempo em que foram introduzidas, deve-se esperar que tais reformas tenham tido impactos não negligenciáveis sobre o mercado de trabalho e a distribuição de renda. Num contexto de economia mais aberta e exposta à concorrência internacional, a formação de preços e salários, a alocação inter-industrial de fatores, as tecnologias, os sindicatos, as estruturas de oferta e demanda de trabalho, o nível de emprego e a distribuição de renda devem ser afetados de forma distinta daquela verificada num contexto de uma economia mais fechada e regulamentada.

Embora muitos economistas reconheçam que o mercado de trabalho brasileiro tenha sido significativamente afetado pela liberalização comercial, pouco se sabe sobre a maioria dos tópicos acima relacionados. De fato, sabe-se significativamente menos sobre a experiência brasileira do que sobre as experiências mexicana, argentina ou chilena, por exemplo. O workshop pretende ser um espaço para que economistas, governo, estudantes e demais interessados discutam exaustivamente o tema da liberalização comercial e o mercado de trabalho brasileiro. Pretende-se, ainda, que o evento incentive a pesquisa e o interesse no assunto, e que se crie uma rede de pesquisa entre os participantes.

Objetivos

Promover o debate sobre a experiência brasileira de liberalização comercial e seus efeitos no mercado de trabalho e na distribuição de renda; Ampliar a massa crítica sobre o assunto; Criar uma rede de pesquisa sobre o tema; Discutir e propor políticas públicas relacionadas ao assunto; Dar oportunidade para que alunos de mestrado e doutorado que fazem teses na área apresentem seus resultados preliminares.

Data e Local

26 e 27 de Abril de 2001
IPEA - Brasília - DF

Comitê organizador

Jorge Saba Arbache
Departamento de Economia
Universidade de Brasília
Caixa Postal 04302 - Brasília DF
70910-900
Fax: +55 61 340 2311
Telefone: +55 61 307 2498 Ext. 45
Email: jarbache@unb.br
Luciana Mendes Servo e Sergei Soares
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IPEA
Diretoria de Estudos Sociais - DISOC
SBS Qd. 1 Ed. BNDES Sala 1402
CEP: 70076-900 Brasília DF
Telefone: +55 61 315 5282
Fax: + 55 61 315 5400
Email: lmsantos@ipea.gov.br e
sergei@ipea.gov.br

Informações:

Zilda Valéria Botelho
Telefone: +55 61 315 5108
E-mail: zvaleria@ipea.gov.br

Luiz Carlos Mendes
Telefone: +55 61 315 5130
E-mail: lcmendes@ipea.gov.br

Programa e artigos

Dia 26 de Abril

9:00 - Abertura

10:30 - Apresentação do artigo [*A Picture of Wage Inequality and the Allocation of Labor Through a Period of Trade Liberalization: The Case of Brazil*](#)

Autores: Jorge Saba Arbache (UnB), Francis Green (UKC) e Andy Dickerson (UKC)

Palestrante: Jorge Saba Arbache

Debatedores: Reynaldo Fernandes (USP) e Alexandre R. Barros (UFPE)

12:15 - Intervalo para almoço

14:15 - Apresentação do artigo [*Internacionalização da Economia e Sindicalismo no Brasil*](#)

Autor e Palestrante: Márcio Pochmann (UNICAMP)

Debatedores: José Márcio Camargo (PUC-Rio) e Eduardo Ribeiro (UFRGS)

16:00 - Coffee Break

16:15 - Apresentação do artigo [*Abertura Econômica e Distribuição de Renda no Brasil*](#)

Autores: Ricardo Paes de Barros (IPEA), Carlos Henrique Corseuil (IPEA), Samir Cury (IPEA) e Phillippe G. Leite (IPEA)
Palestrante: Ricardo Paes de Barros
Debatedores: Paulo Baltar (UNICAMP) e Ana Katarina Campelo (UFPE)

18:30 - Papers dos Alunos de pós-graduação

Dia 27 de Abril

8:30 - Apresentação do Livro *Efectos de la Liberalizacion sobre la Pobreza y la Desigualdad: America Latina y el Caribe en los 90*

Palestrante: Enrique Ganuza (PNUD)

9:00 - Apresentação do artigo [*Tecnologia e Qualificação: Evidências para a Manufatura Brasileira*](#)

Autores: Mauro Rodrigues (USP) e Naércio Menezes Filho (USP)

Palestrante: Naércio Menezes Filho

Debatedores: Mauricio Barata (UnB) e Carlos Medeiros (UFRJ)

10:30 - Coffee Break

10:45 - Apresentação do artigo [*Firm Entry and Exit, Labor Demand and Trade Reform Evidence from Chile and Colombia*](#)

Autores: Pablo Fajnzylber (UFMG), William F. Maloney (World Bank) e Eduardo Ribeiro (UFRGS)

Palestrante: Pablo Fajnzylber

Debatedores: Carlos Alberto Ramos (UnB) e Lauro Ramos (IPEA)

12:30 - Intervalo para almoço

14:00 - Apresentação do artigo [*Wage Inequality in Brazil: the Effect of Trade Liberalization*](#)

Autores: Gustavo Gonzaga (PUC-Rio), Naércio Menezes Filho (USP) e Cristina Terra (EPGE)

Palestrante: Cristina Terra

Debatedores: Renato Baumann (UnB) e Francisco Galvão Carneiro (UCB)

16:00 - Coffee Break

16:15 - Apresentação do artigo [*Trade, Wage and Employment*](#)

Autores: Afonso Henriques Borges Ferreira (UFMG) e Ana Flávia Machado (UFMG)

Palestrante: Ana Flávia Machado

Debatedores: Maria Eduarda Tannuri (UnB) e Pedro Cavalcanti (EPGE)

18:30 - Revisão de acordos e desacordos e anúncio do próximo Workshop

20:00 - Encerramento

A PICTURE OF WAGE INEQUALITY AND THE ALLOCATION OF LABOR THROUGH A PERIOD OF TRADE LIBERALIZATION: THE CASE OF BRAZIL

Abstract

This paper constructs a picture of the labor market impact of trade liberalization in Brazil. We examine the level and dispersion of wages, the skilled wage premium, and employment composition before and after trade liberalization. After trade reform, there was a rise in the returns to college education which, since the share of college workers also rose, is attributable to rising demand. This change did not increase overall wage dispersion because of the small share of college-educated workers and of decreasing returns to intermediate levels of education. Among tradable goods industries, trade liberalisation is associated with increases in relative wages.

**A PICTURE OF WAGE INEQUALITY AND THE ALLOCATION OF LABOR
THROUGH A PERIOD OF TRADE LIBERALIZATION: THE CASE OF BRAZIL**

Jorge Saba Arbache#, Francis Green* and Andy Dickerson*

December 2000

JEL Classification: F16, J21, J31

Keywords: Trade liberalization, wage inequality, skill premium, employment, Brazil, Latin America.

Acknowledgements: Funding for this paper was provided by the UK Economic and Social Research Council, Grant Number R000223184. We would like to thank Miguel León-Ledesma for his comments.

Correspondence address: Jorge Saba Arbache, Departamento de Economia, Universidade de Brasilia, Brasilia DF Caixa Postal 04302, CEP 70910-900, Brazil; email: jarbache@unb.br.

University of Brasília and University of Kent at Canterbury

* University of Kent at Canterbury

A PICTURE OF WAGE INEQUALITY AND THE ALLOCATION OF LABOR THROUGH A PERIOD OF TRADE LIBERALIZATION: THE CASE OF BRAZIL

1. Introduction

What happens to wages and the allocation of labor during a period when a comparatively closed developing economy becomes increasingly exposed to international competition through a period of trade reform? Considerable interest in this question has emerged in recent years both for its policy implications and for its apparent ramifications for trade theories (Robertson, 2000). The traditional Stolper-Samuelson theorem leads to the expectation that trade liberalization would raise the price of developing countries' abundant factor (unskilled labor), thus reducing the skilled wage premium and, by extension, wage inequality; this is the symmetric counterpart to the theory that trade expansion is a significant cause of rising inequality in industrialized countries (Wood, 1994). In a number of developing countries, however, no such fall in inequality has been detected; *au contraire*, some have even shown a rise in the skilled wage premium, for example Mexico (Hanson and Harrison, 1999; Robertson, 2000), Chile (Beyer *et al.*, 1999), Morocco (Currie and Harrison, 1997), Costa Rica (Robbins and Grindling, 1999), and Colombia (Robbins, 1996a).¹

In this paper we contribute towards an improved empirical understanding of the aggregate labor market impact of trade liberalization by examining the experience of Brazil. In previous work on Brazil, it has been shown that trade liberalization had a small short-term downward impact on aggregate employment and especially on manufacturing sector employment (Moreira and Najberg, 2000). Trade liberalization also had predictable positive effects on import penetration and export ratios, and provided a substantial positive shock to technical efficiency and to labor productivity (Moreira and Correa, 1998; Hay, 1998; Júnior and Ferreira, 1999). According to Chamon (1998), the rise in productivity also accounts for a rise in manufacturing sector real wages in the first half of the 1990s. However, previous work has examined neither changes in the

economy-wide dispersion of wages nor changes in the more detailed allocation of labor through the trade liberalization period.

Brazil's case is well suited as an exemplar of labor market adjustment for a number of reasons. First, trade liberalization took place over a relatively short period of time, and the reductions in trade protection were widespread and substantial. They followed a century-long era of import substitution strategies that left Brazil an especially closed economy by the end of the 1980s. Though some tariff reductions were begun in 1988, serious liberalization including reduction or removal of non-tariff barriers was initiated in 1990 by the incoming Collor government. The program began with the abolition in 1990 of 'Anexo C', a list of around 1300 products which previously could not be imported, and continued with a tariff reform program and other liberalizing measures. For the next three years, trade liberalization was a key policy instrument aimed at stabilizing prices,² accompanying exchange rate appreciation. Other stabilization policies, including abortive price freezes in 1986, 1987, 1989 and 1990, four currency changes, and monetary and fiscal constraints were all unsuccessful. Only the Plano Real of 1994 succeeded in stabilizing inflation (Sachs and Zini, 1996). With the more open regime, the new currency created a degree of macroeconomic stability that was to last a number of years before contradictions began to re-emerge in the late 1990s (Amann and Baer, 2000). The privatization movement began in a modest way in 1991, although by 1995 it had only encompassed the steel, fertilizer and petrochemical industries (Indicadores IESP, 1999). Other reforms, such as deregulation of international investment and banking, also became important after that time. Not until 1998 was labor regulation partially relaxed to permit flexible hours working, fixed-term contracts and lay-offs. Throughout the 1990s there was no anti-union legislation enacted. The fact that trade liberalization was, apart from macroeconomic restraint, the most important game in town for a significant compressed period in the early 1990s, makes Brazil's case a quasi-natural experiment for looking at its impact.

Second, the case is especially suitable due to the availability of a long and reliable series of individual-level data covering most years from 1981 to the present, thus encompassing the periods before, during and after the 'experiment'. We base our findings here on successive cross-sectional analyses of this series, the Pesquisa Nacional por Amostras de Domicilio (PNAD). Successive surveys are nationally representative samples, including both urban and rural populations. In other countries where the issue of trade and inequality has been investigated, the available individual-level data is much less comprehensive.³

A third reason why Brazil's case is of particular interest is that, at least from the point of view of the average worker, Brazil remains thoroughly rooted in the developing world. Unlike in Mexico and Chile, where increases in wage inequality were accompanied by generally strong labor demand and consequent wage rises, average real wages in Brazil, after a period of growth in the 1970s, have remained largely stable over the long term from 1980 to 1999. Yet, Mexico and Chile are the exceptions in that real wages in most Latin American countries either remained steady or fell radically over the period (Weeks, 1999).⁴

The failure to detect falling inequality in Mexico and elsewhere following trade liberalization has stimulated a number of explanations designed to capture the processes engendered by trade reform in an empirical and theoretical context more complex than that of the basic Heckscher-Ohlin/Stolper-Samuelson (HOS) framework. First, cogent country-specific reasons have been shown as to why inequality may have risen. In Mexico, for example, both Robertson (2000) and Hanson and Harrison (1999) show that trade liberalization had most effect on unskilled labor intensive industries because prior to reform these were the most heavily protected. In Chile, trade reform was accompanied by other substantive measures with labor market implications inaugurated by the military regime, including privatization and the suppression of trade unions. Moreover, the long-term trend increase in inequality dates back to the early 1960s, and thus is not easily associated just with the trade reforms begun in the mid 1970s. In Mexico, Morocco and the Philippines an important part of the impact on inequality is related to

outsourcing (to 'Maquiladoras'), which are restricted to few areas and segmented from the rest of the economy (e.g. Feenstra and Hanson, 1997).

Second, from the perspective of all these countries, it has been suggested that they occupy, not the lowest, but an intermediate position in the global division of labor (Wood, 1999). Trade reform could thus expose unskilled labor intensive industries to very low pay competition from, say, China, and this might outweigh the increased access to markets in the industrialized world. Which effect predominates depends on whether the country is located in a developing country cone of specialization or a developed country cone (Davis, 1996). It could be argued that Brazil, along with Mexico, Chile and other Latin American countries, is in serious competition with low pay China.

Third, it is argued that trade reform in *all* developing countries would generate an increased demand for skilled labor. It is suggested that trade reform stimulates capital inflows, and that capital is directly complementary with skilled labor. Moreover, in-flowing capital embodies in-flowing technology, which is assumed to be skill-biased because the new technology was mainly designed in the industrialized world, which is skill intensive and, *a fortiori*, because there is evidence that new technology is skill-biased within the industrialized world (Berman *et al.* 1998). Robbins (1996b) has termed this the 'Skill-Enhancing-Trade Hypothesis'. Where the gap between existing and newly imported technology is large, trade reform could have a relatively greater effect on skill demand in a developing country than it does in an industrialized country (O'Connor and Lunati, 1999). Pissarides (1997) adds a further possibility, namely that the transfer of the technology entails high skills, so that even if the transferred technology were skill neutral, there would be a temporary high demand for skilled labor while the new machinery and technology is being installed post-liberalization. An additional argument suggesting that the rises in the skill premium might be temporary is that the elasticity of supply of skilled labor is likely to be much greater in the long than in the short run, whereas the elasticity of supply of unskilled labor is said to be high even in the short-run.

These arguments suggest that the findings of rising wage inequality in developing countries may have little or no relevance for the debate about the origins of changes in wage inequality in the industrialized world. In contrast to the symmetric expectations for the developed and developing world that arise in the standard HOS theorem, the new trade theories involve a fundamental asymmetry. If trade involves a transfer of technology that brings developing countries closer to the production frontier, there is no counterpart of technical regress to be expected in the industrialized world accompanying increased imports from developing countries. Nevertheless, if for the above reasons it becomes established that substantively rising wage inequality is a likely accompaniment of trade liberalization in a developing country, the discovery will have substantive relevance for policy-makers in developing countries and in supra-national bodies contemplating further integration (Robertson, 2000).⁵ To gain more insight into policy-relevant implications, it will be especially useful to examine Brazil's case.

To obtain a perspective on the changes in the labor market at the time of trade reform, we present a picture covering a decade before and nearly a decade after reform. We examine changes in wages, the skilled wage premium, wage inequality and labor allocation in Brazil over the period encompassing trade liberalization. The remainder of paper is organized as follows: section 2 discusses the data series; section 3 presents our analyses of these data; finally, section 4 concludes.

2. The Data Series

Our main data source, PNAD, is a series of nationally representative household surveys, conducted every year since 1976, excepting 1980, 1991 and 1994.⁶ They are conducted using a consistent methodology by the government's statistical agency, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). We use data from 1981 till 1999, during which time a consistent education classification is available, thus giving a series of nearly a decade each side of the initiation of trade reform. Each PNAD contains data on roughly 350,000 individuals in about 100,000 randomly selected households, following face-to-face interviews conducted in the third week of September.

We restricted our analysis to employed individuals earning a positive wage, aged between 18 and 65.

We computed the hourly wage as monthly pay at the time of interview in the respondent's main job divided by weekly hours times 4.33; to obtain real hourly wages we deflated hourly wages by the CPI of September in each year, based in 1998 reais. Although the quality of PNAD data is known to be high (Sawyer, 1988), as a further precaution we eliminated outliers that might have been due to measurement error by trimming the top and bottom of the real wage distribution by 0.1 percent.

We defined potential work experience in a conventional way as age minus years of study minus six. The basic education variable gives the number of years of completed education, which is then used to classify education into six levels:⁷

- Level 1: Illiterate (less than one year of study)
- Level 2: Some elementary education
- Level 3: Completed elementary, no or some primary
- Level 4: Completed primary, no or some secondary
- Level 5: Completed secondary, no or some college
- Level 6: Completed college

We utilized the individual-level data in much of the analysis that follows, producing time-series of summary statistics from each annual cross-section. However, for the purposes of this paper, we also aggregated the PNAD data to the two-digit industry level and matched it with data on trade and the value of production. The trade variables we employed are nominal tariffs, effective tariffs and the growth of imports. The tariffs are from Kurne *et al.* (2000), and the data on imports and the value of production are from Haguenaue *et al.* (1998). Where trade data were available at a greater degree of industry disaggregation than PNAD, to obtain commensurability with the PNAD industry codes we computed average values of the trade data weighted by industry output. In other cases where PNAD had the more disaggregated industry classification, we simply

combined the PNAD individuals across industries to match the trade data sources. The result was a sample of 31 industries, of which 20 are in the traded-goods sector.

3. Findings

Average Real Wages

Did the episode of trade liberalization begun around 1990 have a noticeable effect on average wages? Figure 1 shows that, over the whole of the period, the average real hourly wage was almost unchanged, going from 2.96 reais in 1981 to 2.81 reais in 1998.⁸ There was, however, a small steady change in the raw gender wage gap. The ratio of female to male wages rose from 70 percent in 1981 to 85 percent in 1999.

Even though the average wage was not substantially changed before and after trade liberalization, were there nevertheless substantive changes in the distribution of employment and wages over this period?

(Figure 1 here)

Employment Allocation

Looking first at employment allocation, Table 1 shows trends in sectoral composition and in gender and schooling over the period. It is consistent with the finding of Moreira and Najberg (2000) that aggregate manufacturing employment was affected by trade liberalization, in that the share of manufacturing, which held at around 15 percent in the 1980s, declined to roughly 13 percent by the middle of the 1990s. Changes in education and in the gender balance, however, took place over the entire period. The proportions of males gradually declined from 69 percent in 1981, to 61 percent in 1999, and the average length of completed schooling steadily rose over the same interval from 5.3 to 6.9 years, an increase of 32 percent within 18 years. The proportion of workers in non-manual occupations rose slowly from 38.5 percent to 41.8 percent, but the rise was all located during the 1980s. Meanwhile, average potential work experience remained at about 23

years. Figure 2 gives more education details: while the lower education levels lost share, the upper education echelons grew steadily. No obvious breaks occurred in this upward trend around the introduction of trade liberalization at the start of the 1990s.

Below, we examine more detailed evidence concerning re-allocation of educated labor among traded-goods industries, according to the extent of trade liberalization.

(Table 1 and Figure 2 here)

Wage Inequality

Figures 3 to 9 and Tables 2 to 4 present salient indicators about the trends in wage dispersion. We begin with measures of overall wage inequality. Figure 3 shows the Mean Log Deviation (MLD) of wages for men and women separately and for both together⁹. The MLD is one of the class of ‘Generalised Entropy’ measures of inequality, with the advantage of decomposability which we exploit below (Shorrocks, 1980). It shows that, taking the period as whole, the level of inequality has been consistently high and remarkably steady. There was a small rise in inequality up to the middle of the 1980s, both for men and for women, and a small subsequent fall which nevertheless pre-dated trade liberalization. At the end of the period, the MLD stood at 0.54, the same as at the beginning. From the evidence of this picture alone, neither trade liberalization, nor any other policy changes before or afterwards, nor the very considerable changes in education and in gender and industrial composition, appear to have dented Brazil’s high level of inequality.¹⁰ Figure 4 and Table 2 confirm the same picture of stability if either the Theil or the Gini indices are used, with the latter showing especially little change throughout the period.

(Figures 3 and 4, and Table 2 here)

Changes in overall wage inequality derive, in principle, from a range of factors, including demand changes, changes in the shares of educated labor, changes in the supply of unobserved

skills, institutional changes and the shifting gender balance, to name just the major ones. In particular, the rising employment shares of better-educated workers could expect to have an equalizing impact as previously illiterate workers are replaced by literate ones; but as average educated workers are replaced by college-educated workers, this will tend to raise inequality.

A decomposition analysis of the changes in wage inequality helps to throw light on the changes during and after the period of trade reform. We decomposed the MLD into the contributions to overall inequality from within and between education groups, and examined changes in these components over time. Thus the MLD, which in 1990 was 0.626, was composed of 0.392 (or nearly two thirds) contributed by within-education-group inequality and 0.234 contributed by between-education-group inequality. The sources of change in each of these elements can also be decomposed into two components each, using the procedure developed by Mookherjee and Shorrocks (1982). Table 3A gives the overall change in inequality for various intervals, divided into four elements:¹¹

- Term A: the contribution of changes in within-education-group inequality, given no change in education group shares;
- Term B: the contribution resulting from the impact on within-group inequality of changes in the shares of education groups;
- Term C: the contribution resulting from the impact on between-group inequality of changes in the shares of education groups;
- Term D: the contribution resulting from the impact on between-group inequality of changes in the relative mean wages of the education groups.

The analysis shows changes in within-education-group inequality (Term A) dominating the early 1980's rise in inequality; while from 1985 until 1992 the changing relative mean wages of the education groups (Term D) led to a small fall in inequality. Of particular note is the post-trade reform interval from 1992 onwards when inequality leveled off instead of confirming the

downward movement it had shown in the previous four years. The decomposition shows a small fall in within-education-group inequality matched by a small rise associated with the changing relative mean wage of education groups.

A similar decomposition by 11 one-digit industry groups shows the changes in inequality being dominated by within-industry changes (Table 3B). Over time the shares of industry groups have changed (see Table 1), but, as the decomposition shows, the small changes in wage inequality over time are mainly accounted for by changes in within-industry inequality.

(Table 3A and 3B here)

The Skilled Wage Premium

Nevertheless, trade reform may be associated with detectable changes in the skilled wage premium, even if those changes do not contribute enough to affect overall inequality.

We approximate skill levels by the six education groups, and begin by presenting raw data for the mean real wage – see Table 4. As expected, wages rise with education, but it is notable that for every group the mean wage has declined over the whole 1981-1999 period. The wage decline was least for illiterate workers, and greatest for those with intermediate levels of completed schooling. In the period since 1992, both very low and very high educated groups improved their wages relative to those at intermediate levels. Thus the stable average wage for the whole workforce over time reflects the combination of rising shares in the upper education groups and falling wages for every group, and a decline in the relative wage of those with intermediate levels of education.

(Table 4 here)

Since some of these changes may be associated with changes in work experience or in the gender balance, we also investigated trends in the conditional skill premium. We calculated the ‘returns’ to each education level for every year, by estimating basic wage equations.¹² The log of real hourly wages was regressed against five education level dummies, a quadratic in experience and, where appropriate, a gender dummy. The results for all workers, and for males and females

separately, are shown in Figures 5A, 5B and 5C for all, male and female workers respectively. The figures show the difference between the predicted conditional log wage for each education level and that for the one below it.

(Figures 5A, 5B, 5C here)

For males, it can be seen that the returns at education levels 2 to 5 changed little over the period; the returns to levels 4 and 5 fell by a small amount. By contrast, the return to college education (relative to secondary education), which barely changed during the 1980s, took off on a rising trend after 1992: it rose from 82 percent in 1992 to 98 percent in 1999. A similar break is apparent in the trend for females at the same level: the return rose somewhat in the 1980s, took a dip immediately after 1990, but then resumed a substantive upward trend, rising from 76 percent in 1992 to 99 percent by 1999. Meanwhile, the returns to completed elementary, primary and secondary education were on a downward trend throughout the period, and the return to some elementary education declined after 1989.

The onset of the distinctive trend of the return to college education, reflected also in Figure 5A for all workers together, coincides with the period of trade reform. Since the share of college workers continued its gradual increase over the period (see Figure 2), the increased college premium cannot easily be ascribed to a supply shift. The trend therefore constitutes *prima facie* evidence that the impact of the reforms may have been to have accelerated the demand for very highly skilled workers. Such a picture is consistent with the experience of other developing countries (Robbins, 1994, 1996b). There is, by contrast, no evidence of any stimulus to the demand for slightly lesser skilled workers, namely those with completed secondary education. The decline in their wage premium may have been due to a range of factors, with the rising supply being an obvious candidate.

To confirm this interpretation of rising demand for college skills, we computed an index of demand for college skills relative to elementary school skills, using the method proposed by Katz and Murphy (1992).¹³ Figure 6 shows the trend in this index using three different assumptions for

σ , the elasticity of substitution between these two skill-types. For $\sigma = 1$ or 1.5, the picture is one of rising relative demand up until 1988, succeeded by a spell in which relative demand fell. Following trade liberalization, an increasing relative demand for college skills re-emerged after 1992. For the lower value of σ the estimate of relative demand more closely follows the relative supply.

(Figure 6 here)

The rise in the college wage premium was not, as seen above, reflected in a rise in overall wage inequality. One reason for this is that college educated workers are a small proportion of the workforce: even by 1999 their share was only 8.0 percent. Another reason is that the simultaneous rise in wages of illiterates, at the bottom of the wage scale, relative to those with intermediate levels of education, will have had an equalizing effect on wages. The small positive entry (0.02) for Term D in Table 3A in the post-1992 period reflects this balance of influences. Despite the rising returns to college-educated workers, the impact on overall wage inequality is quite small.

A parallel indicator of skill is given by occupational affiliation. If the impact of trade is to accelerate demand for high-level skills, it is to be expected that higher skilled occupations would receive a boost to their mean wages. Figure 7 provides confirmation. Although the broad ranking of occupations remained largely unchanged throughout the period, the figure shows an increase in real wages especially for professional, technical and entrepreneurial occupations.

(Figure 7 here)

Returns to Experience

If trade has an effect on the education premium, it might also impact on the premium for work experience. Figure 8 therefore repeats the exercise of Figure 5, this time in respect of the marginal returns to work experience. We evaluate these at the median, and at the 10th and 90th percentiles of experience. As expected, the marginal returns to experience are decreasing. At the median the return is comparatively steady throughout the period. Thus neither trade nor other policies appear to have affected substantially the demand for the skills and other attributes

associated with experience. However, there is some evidence of a gradually increased valuation of experience at the top end matched by a decreased valuation at the bottom end, starting in the mid 1980s. This mild compression of experience differentials came to a halt in 1993. It suggests the possibility that trade reform had a small positive effect on the returns to experience for younger workers, and a small negative effect on the returns to experience of older workers with high levels of work experience.

(Figure 8 here)

Inter-Industry Wage Differentials

Since trade reform is likely to affect industries in different ways, depending on the extent of reduction of trade protection and of trade exposure, a further route through which the reform might affect the dispersion of wages is through influencing the inter-industry dispersion of wages. Figure 9A presents a picture of the changing wages in each one-digit industry throughout the period. It may be noted that, just as for the whole economy, real wages rose in the first part of the 1990s in the manufacturing sector, consistent with the rise reported by Chamon (1998). However, our whole economy data here show that the rise was not confined to manufacturing; indeed, real wages moved in closely similar ways throughout the period in all sectors. The ranking of industries by wages was almost identical at the end of the period to what it was at the beginning.

(Figure 9A and 9B here)

To examine whether the magnitude of the differentials had changed through the period we computed standardized averaged inter-industry differentials using the method proposed by Haisken-DeNew and Schmidt (1997).¹⁴ The standard deviation of the differentials for each year is plotted in Figure 9B, both for all workers and for men and women separately. Although some small yearly variation can be seen, for all workers there is little change in average dispersion over the whole 1981 to 1999 period. This finding is consistent with our conclusion from the industry decomposition analysis above that changes in industry wages did not contribute substantively to changing overall wage inequality. The pattern for males is close to that for all workers, but for

females there is some decline in inter-industry wage dispersion. A possible interpretation of this trend is that women have become gradually more integrated into the workforce during the period. This interpretation, which is not tested here, would be consistent with the declining gender wage gap, and the rising proportion of females in the labor force, noted earlier. However, the decline in dispersion for women did not begin with trade reform.

Inter-industry wage differentials are typically ascribed to elements of departure from perfect competition in the labor market, whether due to mobility restrictions associated with labor market segmentation, efficiency wages or whatever. There is, therefore, little suggestion that trade reform had a major impact on such forces in Brazil.

Wage Dispersion and the Allocation of Labor in Traded Industries

In the whole economy analysis conducted so far, we have seen that the increasing returns to college-educated labor constituted a substantive trend break which coincided with the serious trade liberalization measures of 1990 to 1993. Yet, owing to the relatively small proportion of college-educated labor in the workforce, and to simultaneous equalizing tendencies elsewhere in the distribution, the rising return to college-educated workers had no discernible impact on overall wage inequality; moreover, there was no obvious break in the gradual increase in the share of college-educated workers throughout the period.

These aggregate developments raise the question as to whether the differential pattern of reduction of trade protection is associated with a differential pattern of adjustment of wages and employment among the tradable-goods industries directly affected by the reforms. Did industries that experienced larger reductions in tariffs and non-tariff barriers also experience bigger boosts to competition from imports, employ more college-educated labor, or, as the time series data suggest, boost the relative pay of their college-educated workers?

A picture of these relative changes among 20 two-digit tradable-goods industries is presented in Table 5. We focus on changes over the years 1987 to 1995.¹⁵ The figures are the

Spearman rank correlation coefficients between changes in the trade measures along the columns, with changes in labor market variables along the rows.

As expected, the best measure of the change in trade protection, effective tariff changes, is negatively and significantly correlated with imports growth. The correlation of imports growth with nominal tariff changes is also negative but less strong and insignificantly different from zero.

The next two rows show that changes in effective (or nominal) tariffs are not significantly correlated with changes in either the relative wage or the relative share of college-educated workers.¹⁶ The fact that there is no correlation with the share is consistent with the aggregated observation of no break in the overall growth of college-educated-workers. However, the fact that there is no correlation with relative wages is something of a puzzle in view of the rising returns to college-educated workers reported above.

The last two rows of Table 5 show the correlation of trade changes with changes in average wages and in total employment in each industry. There is evidence that those industries which experienced the largest effective and nominal trade protection reductions were those which also paid the largest increases in wages. This finding is consistent with the argument of Chamon (1998) who suggests that the sharply rising productivity associated with trade liberalization explains the rise in manufacturing wages. However, the correlation with industry employment share is insignificantly different from zero.

(Table 5 here)

4. Conclusions

In this paper we have constructed a picture of changing wage dispersion and employment allocation in a major developing country, over a period surrounding a bout of substantive trade reform. Interest in such a picture has been motivated by the potential for trade theory to explain changing income distribution in both the developing and the developed world. The implications for the developed world of this and other studies of developing countries are unclear, in light of a

range of theories which predict increasing inequality due to transfer of skill-biased technology. Nevertheless, for developing countries an improved understanding of the consequences of trade liberalizing measures is important. The case of Brazil is especially useful because of the availability of good individual-level wage data over a long period, and because the trade reform was concentrated into just a few years during which, apart from the restrictive macroeconomic policies, the trade liberalization measures were the key economic policy taking place, predating other, lesser, liberalization measures by several years.

In constructing our picture, we have preferred to describe as succinctly as possible the changes in the quantities and prices of key variables conventionally associated with wage dispersion (education achievement, occupation, experience, gender balance and industry), and to present formal statistics of the overall wage distribution and suitable decompositions. While the picture suggests that there has been some impact from trade reform, we have deployed no formal modeling and do not claim to have established a causal role.

The most notable finding is that from 1992 onwards there was a significant and substantial rise in the returns to college education. This coincided with the time when the trade reforms were beginning to bite, a connection that is unlikely to have been accidental. Moreover, it is a similar finding to that obtained in some other developing countries (Robbins, 1996b).

The boost to the returns to college education were not accompanied by any slowdown in the gradual upward trend of the share of college-educated labor in the workforce. Using a simple supply-demand framework, we inferred that there was an increase in the relative demand for college-educated labor, and computed and graphed an index of this change. This trend could be explained as resulting from an influx of skill-biased technology following trade liberalization – that is, Robbins' skill-enhancing hypothesis. Also notable, however, is the lack of any break in the trend returns to secondary, primary and elementary education. In particular, the returns to secondary and primary education were on a steady downward trend for much of the period we

investigate. There is no evidence, therefore, that the newly imported technology is also biased towards the use of these intermediate-level skills.

The third main finding is that these changes in the returns to college labor are by no means important enough to affect overall wage inequality. By a range of measures, overall wage inequality has stayed fairly constant for the 1980s and 1990s, with just a small peak in the middle of the 1980s. Our decomposition analysis, carried out using the Mean Log Deviation of wages, showed that what changes there have been in inequality over the whole period have been mostly associated with changes in within-education-group inequality. The change in the relative wages of the different education groups after 1992 made no substantial change to overall wage inequality. One reason is that from the mid-1980s onwards there was a steady rise in the relative wage of illiterates (possibly reflecting decreases in their relative supply). The second reason is that college-educated workers remain quite a small proportion of the workforce. If increased demand for skills is to drive overall wage inequality, it may be necessary for this demand to extend to secondary-school-educated workers which, as we have seen, was not the case.

Not only was there little effect on overall wage inequality, there has also been a stable pattern of inter-industry wages for all workers. In other words, high-paying industries at the start of the period remained high-paying throughout. Nevertheless, for female workers there has been some convergence between the pay of different industries. This convergence has accompanied the steady process of integration of women into the labor market that is familiar in many countries. The indicators of this process are the rise in the proportion of the overall workforce that is female, and the fall in the gender wage gap. Both of these trends are long term and, unsurprisingly, were not obviously accelerated or decelerated at the time of trade reform.

One puzzle in our findings arises when we look at differences among tradable industries. Although the time trend in the return to college-educated labor shows a substantive break in 1992, there is no significant rank correlation between changes in effective trade protection and changes in either the proportions of college-educated labor, or their relative wages, at the two-digit industry

level. However, the reduction in trade protection is associated with a rise in relative mean wages of industries; we have interpreted this as consistent with the finding (from other studies) that the trade liberalization shock induced substantially greater productivity and technical efficiency, on the assumption that workers were able to acquire their share of the increase. These findings merit investigation in further detail, but the inquiry would also benefit from an industry-level analysis in which trade effects can be formally investigated within an industry labor demand equation.

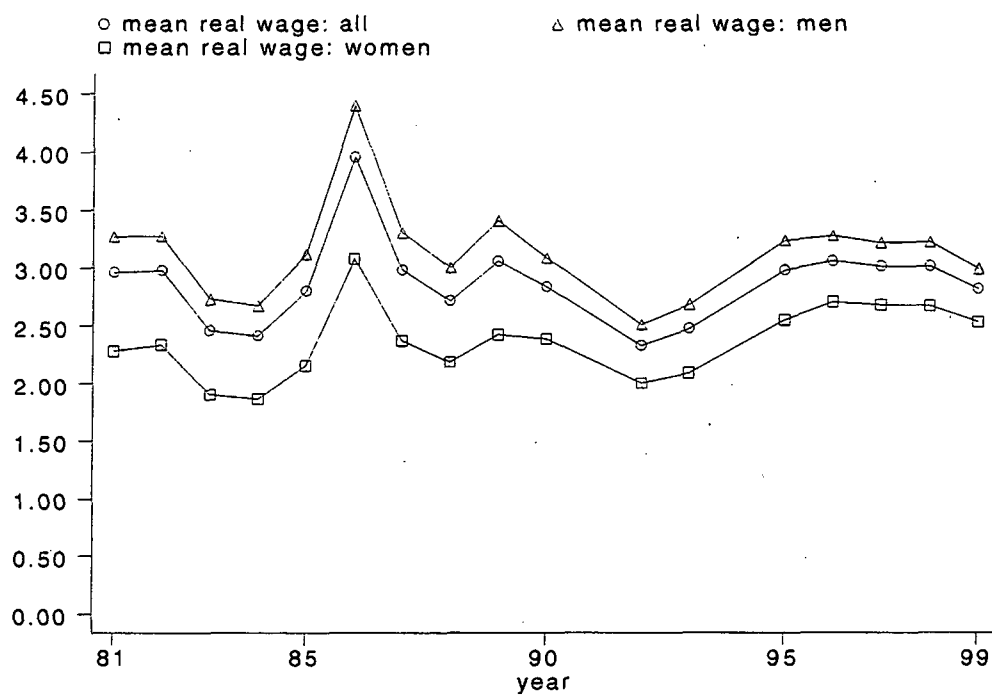
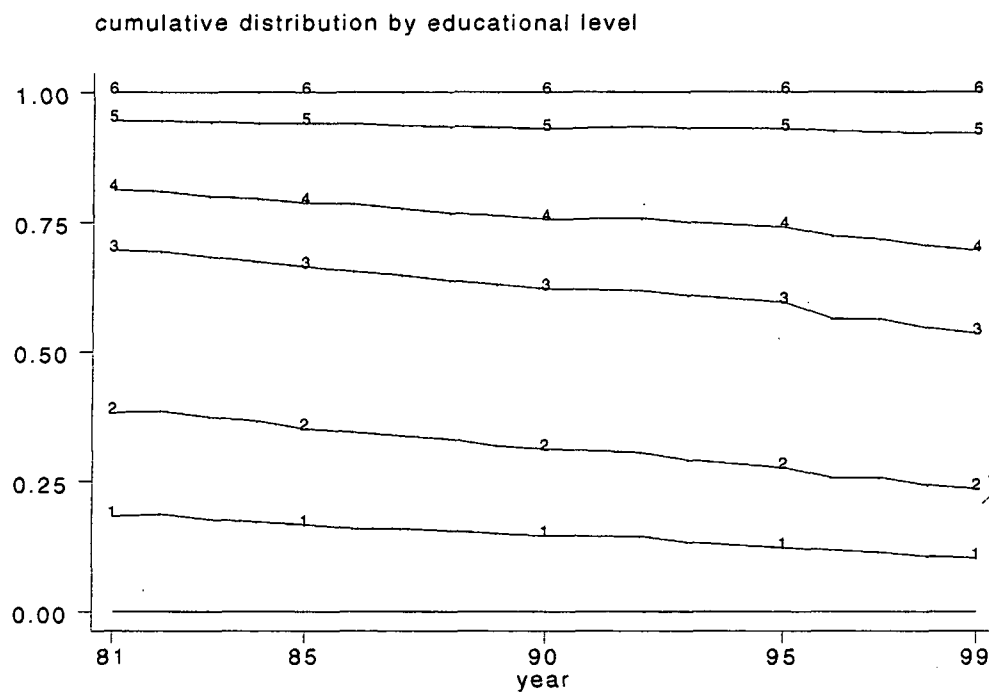
From the policy angle, one can conclude from our findings that when considering trade liberalization the social and egalitarian consequences are not that important. By the same token, given that Brazil is at very high levels of inequality and poverty, the need for social and egalitarian measures remains paramount, but trade liberalization is not a suitable measure. However, a caveat is that Brazil is such a large economy that trade exposure remains at a comparatively low level (around 13 percent in 1997 - Loser and Guerguil, 1999), while less than one in twelve workers had completed a college education. If and when the economy becomes yet more open in the coming decade, and as college-educated workers carry more weight in the labor force, the link between the two could become more important in the present decade than it was in the last.

REFERENCES

- Amann, E. and W. Baer (2000), 'The Illusion of Stability: The Brazilian Economy Under Cardoso', *World Development*, 28 (10): 1805-1819.
- Berman, E., Bound, J. and Machin, S. (1998), 'Implications of Skill Biased Technological Change: International Evidence', *Quarterly Journal of Economics*, 113: 1245-1279.
- Beyer, H., Rojas, P. and Vergara, R. (1999), 'Trade Liberalization and Wage Inequality', *Journal of Development Economics*, 59(1): 103-123.
- Chamon, M. (1998), 'Rising Wages and Declining Employment: the Brazilian Manufacturing Sector in the 90s', Texto para Discussão No. 552, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Currie, J. and Harrison, A. (1997), 'Sharing Costs: The Impact of Trade Reform on Capital and Labor in Marroco', *Journal of Labor Economics*, 15: s44-s71.
- Davis, D.R. (1996), 'Trade liberalization and income distribution', NBER Working Papers No. 5693.
- Feenstra, R.C. and Hanson, G.H. (1997), 'Foreign Direct Investments and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras', *Journal of International Economics*, 42: 371-394.
- Ferreira, F. and Barros, R.P. (1999), 'Slippery the Slope: Explaining the Increase in Extreme Poverty in Urban Brazil: 1976-1996', Texto para Discussão No. 404, Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- Haguenauer, L., Markwald, R. and Pourchet, H. (1998), 'Estimativas do Valor da Produção Industrial e Elaboração de Coeficientes de Exportação e Importação da Indústria Brasileira', Texto para Discussão No. 563, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Haisken-DeNew, J.P. and Schmidt, C.M. (1997), 'Inter-Industry and Inter-Region Differentials: Mechanics and Interpretation', *Review of Economics and Statistics*, 79: 516-521.
- Hanson, G.H. and Harrison, A. (1999), 'Trade Liberalization and Wage Inequality in Mexico', *Industrial and Labor Relations Review*, 52: 271-288.
- Hay, D. (1998), 'The Post 1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of Large manufacturing Firms: Productivity, Market Share and Profits', Applied Economics Discussion Papers Series No. 196, Institute of Economics and Statistics, Oxford University.
- Indicadores IESP (1999), Fundação do Desenvolvimento Administrativo, 8(70): 43.

- Júnior, J.L.R. and Ferreira, P.C. (1999), 'Evolução da Produtividade Industrial Brasileira e Abertura Econômica', Texto para Discussão No. 651, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Katz, L. F. and K. M. Murphy (1992). "Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors." *Quarterly Journal of Economics* 107 (February): 35-78.
- Krueger, A.O. (1990), 'The Relationships Between Trade, Employment, and Development', with comments by Michael Bruno, in Ranis and Scultz (eds.), *The State of Development Economics: Progress and Perspectives*, Cambridge, MA: Basil Blackwell.
- Kume, H., Piani, G. and Souza, C.F. (2000). 'Instrumentos de Política Comercial no Período 1987-1998', mimeo, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Loser, C. and Guerguil, M. (1999), 'Trade and Trade Reform in Latin America and the Caribbean in the 1990s', *Journal of Applied Economics*, 2(1): 61-96.
- Mookherjee, D. and Shorrocks, A. (1982), 'A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality', *Economic Journal*, 92(368): 886-902.
- Moreira, M.M. and Correa, P.G. (1998), 'A First Look at the Impacts of Trade Liberalization on Brazilian Manufacturing Industry', *World Development*, 26(10): 1859-1874.
- Moreira, M.M. and Najberg, S. (2000), 'Trade Liberalization in Brazil: Creating or Exporting Jobs?', *Journal of Development Studies*, 36(3): 78-99.
- O'Connor, D. and Lunati, M.R. (1999), 'Economic Opening and Demand for Skills in Developing Countries: A Review of Theory and Evidence', Technical papers No. 149, OECD Development Centre.
- Pissarides, C.A. (1997), 'Learning by trading and returns to human capital in developing countries', *World Bank Economic Review*, 11: 17-32.
- Robbins, D.J. (1994), 'Worsening Relative Wage Dispersion in Chile During Trade Liberalization, and its Causes: Is Supply at Fault?', Development Discussion Paper No. 484, Harvard Institute for International Development.
- Robbins, D.J. (1996a), 'Stolper-Samuelson in the Tropics? Trade Liberalization and Wages in Colombia: 1976-1994', Development Discussion Paper No. 563, Harvard Institute for International Development.

- Robbins, D.J. (1996b), 'HOS Hits Facts: Facts Win; Evidence on Trade and Wages in the Developing Countries', Development Discussion Paper No. 557, Harvard Institute for International Development.
- Robbins, D.J. and Gindling, T.H. (1999), 'Trade Liberalization and the Relative Wages for more-Skilled workers in Costa Rica', *Review of Development Economics*, 3: 140-154.
- Robertson, R. (2000), 'Trade Liberalization and Wage Inequality: Lessons from the Mexican Experience', *World Development*, 23(6): 827-849.
- Sachs, J. and Zini, A.A. (1996), 'Brazilian Inflation and the Plano Real', *World Economy*, 19(1): 13-37.
- Sawyer, D.O. (1988), *PNADs em Foco - Anos 80*, Belo Horizonte: Associação Brasileira de Estudos Populacionais.
- Shorrocks, A.F. (1980), 'The Class of Additively Decomposable Inequality Measures', *Econometrica*, 48: 613-625
- Weeks, J. (1999), 'Wages, Employment and Workers' Rights in Latin America, 1970-98', *International Labour Review*, 138(2): 151-168.
- Wood, A. (1994), *North-South Trade, Employment and Inequality. Changing Fortunes in Skill-Driven World*, Oxford: Clarendon Press.
- Wood, A. (1999), 'Openness and Wage Inequality in Developing Countries: the Latin American Challenge to East Asian Conventional Wisdom', in R.E. Baldwin, D. Cohen, A. Sapir and A. Venables (eds), *Market Integration, Regionalism and Global the Economy*, Cambridge: Cambridge University Press.

Figure 1: Mean Real Wages (at 1998 prices)**Figure 2: Education Composition of Employment**

Note: The graph depicts the cumulative proportion of workers who have attained each education level. For education level key, see notes to Table 4.

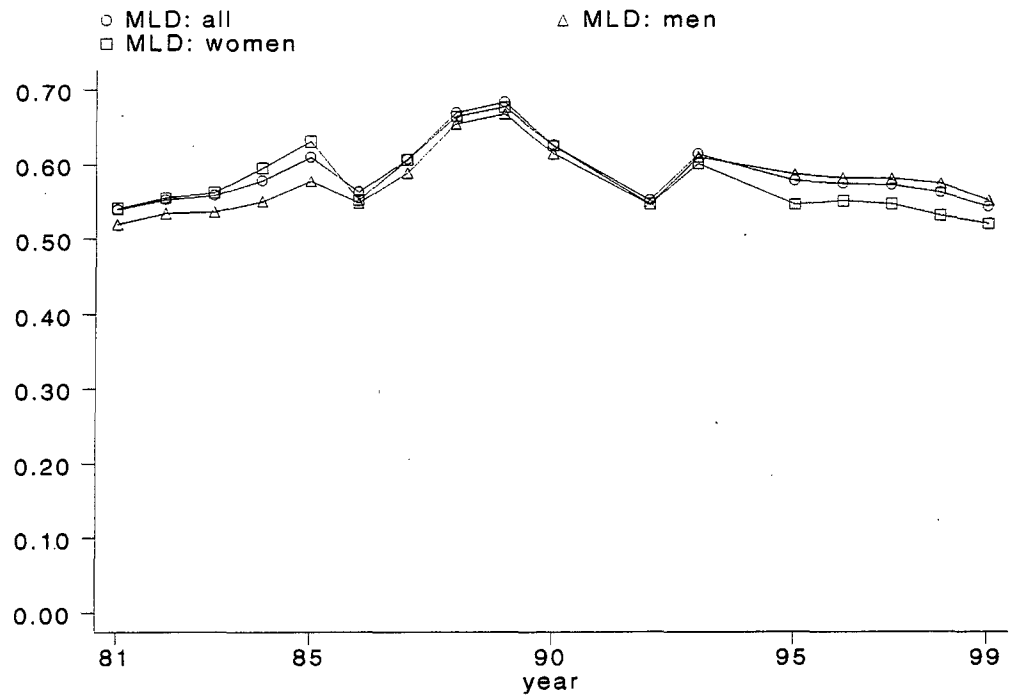
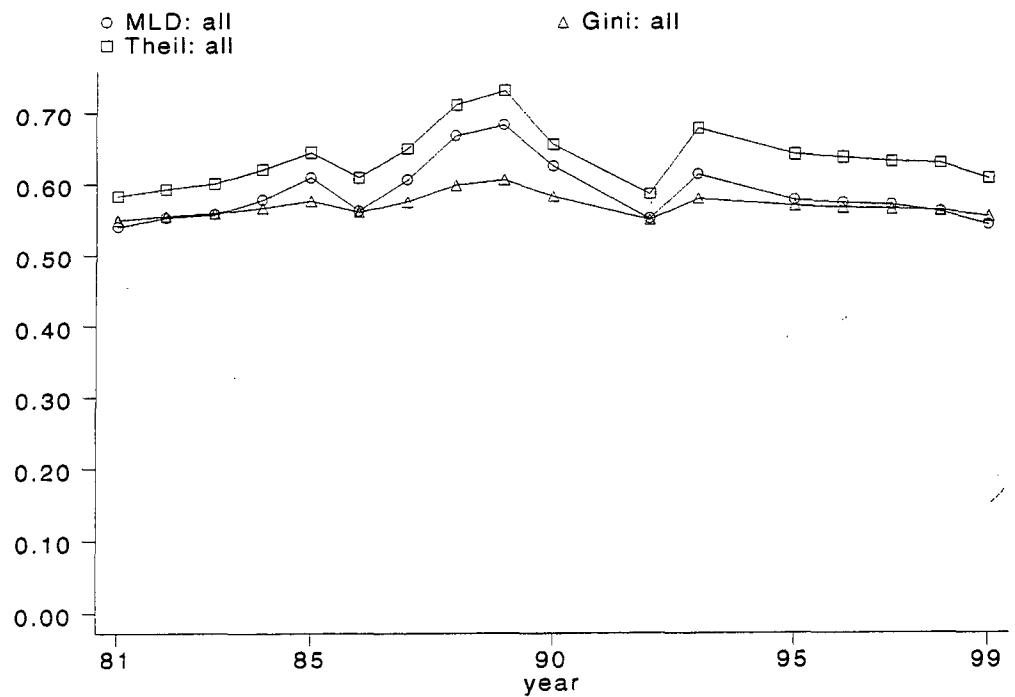
Figure 3: Mean Log Deviation: All Workers, Males and Females**Figure 4: Three Measures of Wage Inequality: All Workers**

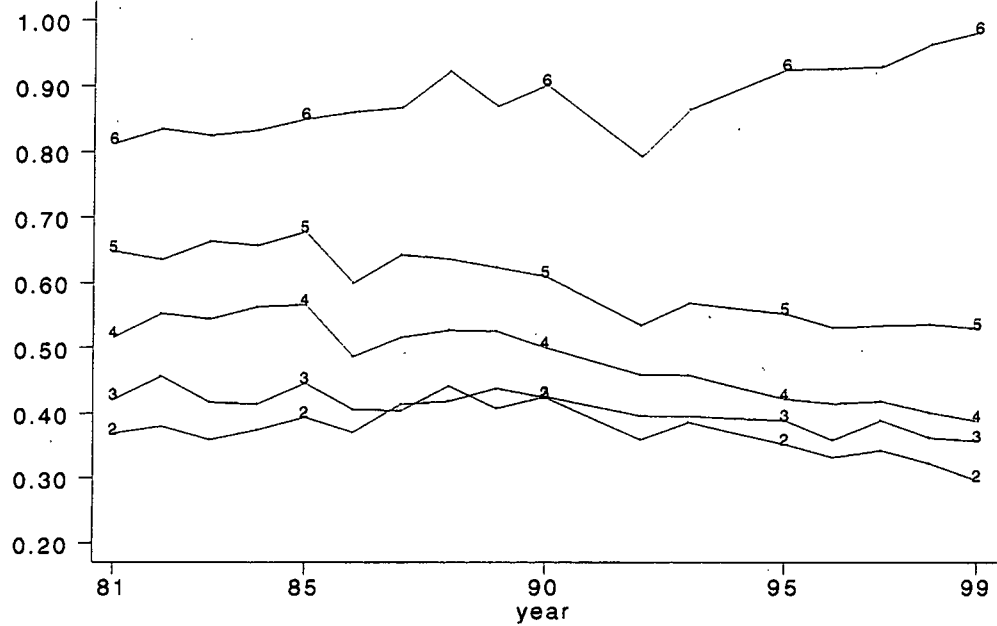
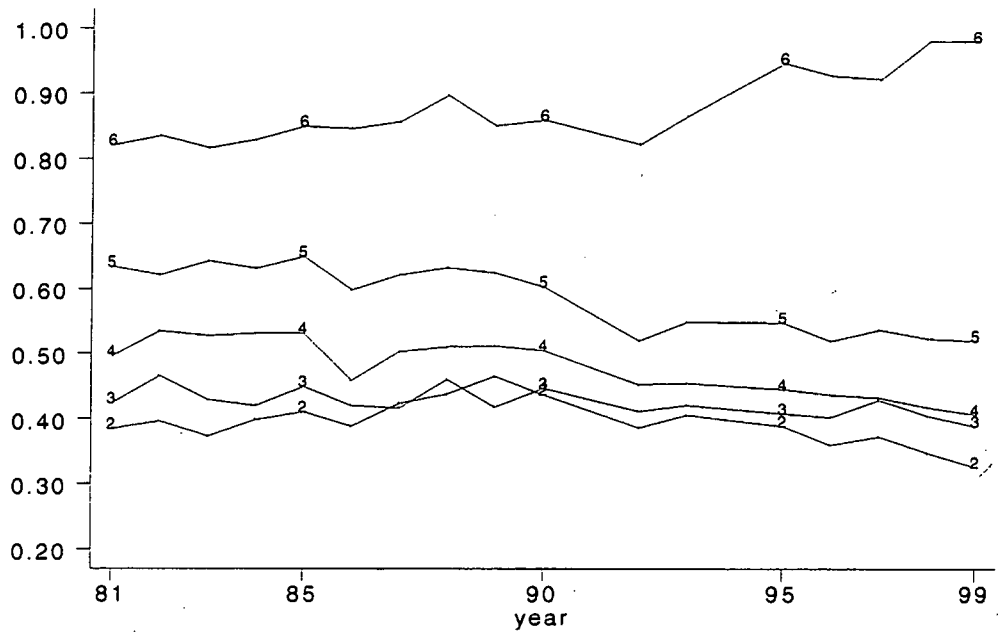
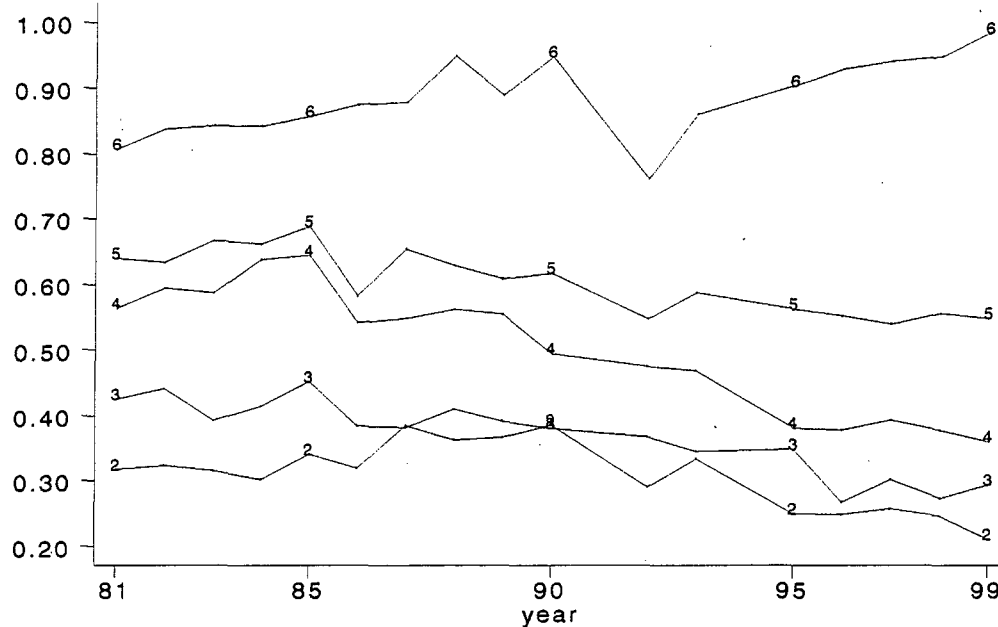
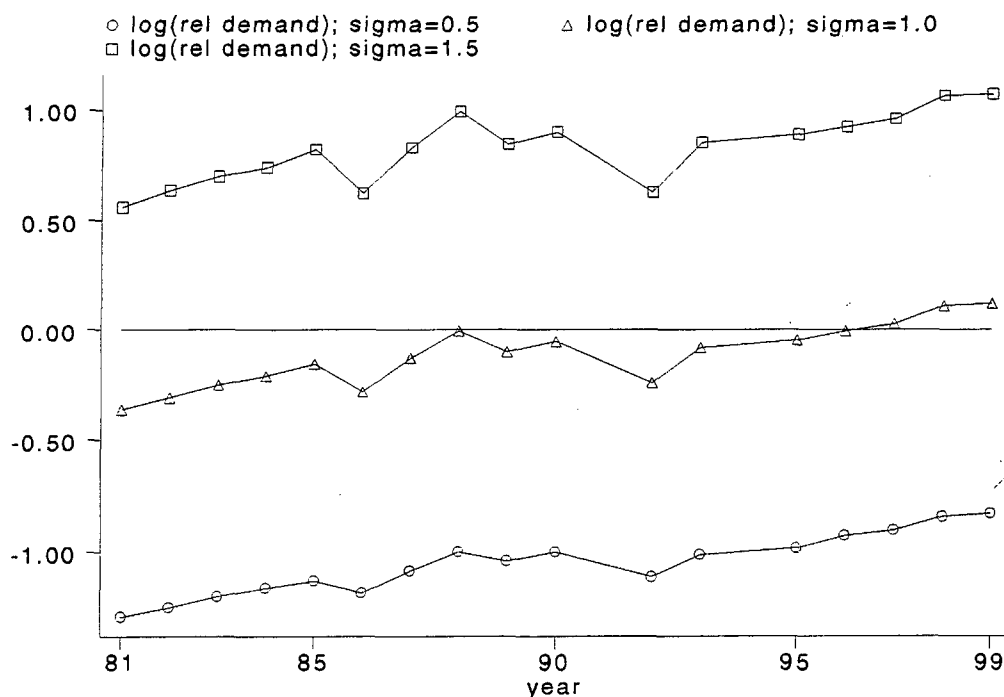
Figure 5: Returns to Education**Figure 5A: Returns to Education: All Workers**
gross returns to educational level**Figure 5B: Returns to Education: Male Workers**
gross returns to educational level

Figure 5C: Returns to Education: Female Workers
gross returns to educational level

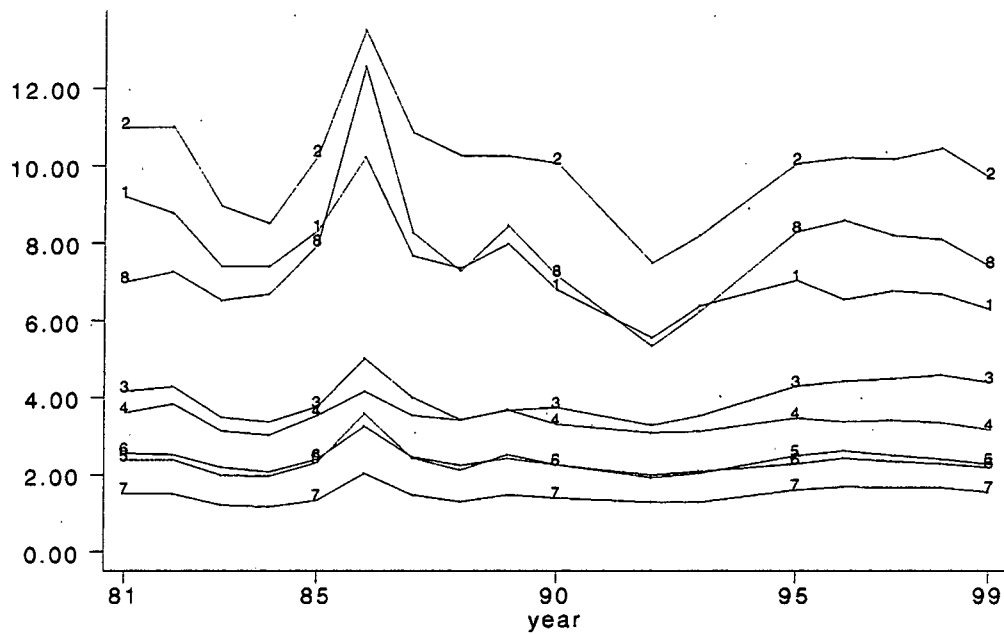


Note: The graphs depict the gross return to each educational level (see Table 4 for definitions). For example, the line labeled 5 is the return that an individual who had completed secondary education (level 5) would receive over and above someone who had only completed primary education (level 4).

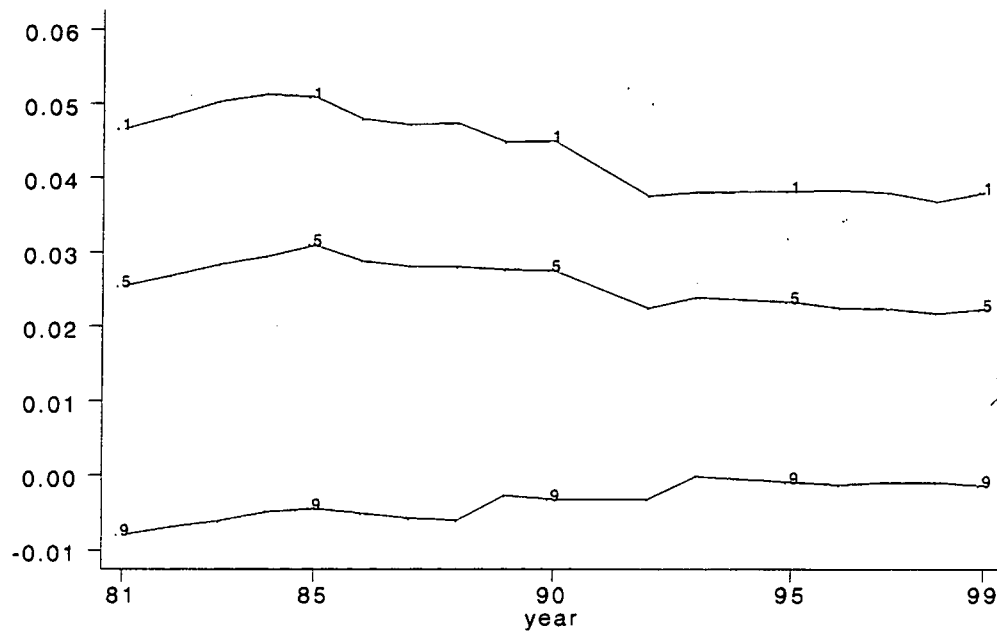
Figure 6: Demand for College Skills Relative to Elementary School Skills



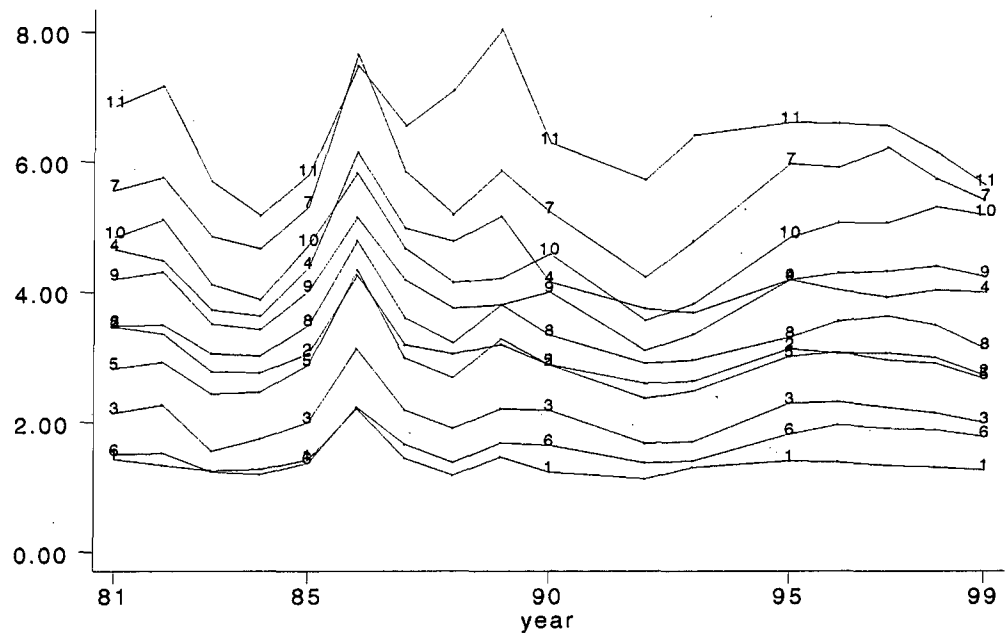
Note: The demand for college skills relative to elementary school skills is computed using the methodology of Katz and Murphy (1992); see text for details.

Figure 7: Mean Real Wages by Occupation

Key: 1. Manager 3. Technical 5. Sales 7. Unskilled
 2. Professional 4. Clerical 6. Skilled 8. Employer

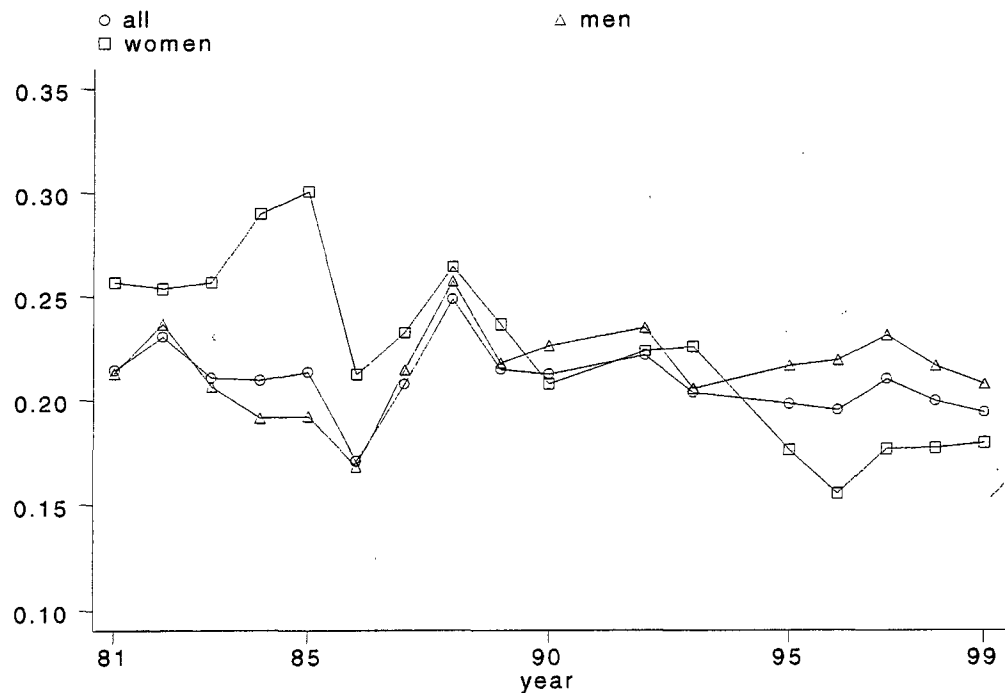
Figure 8: Returns to Work Experience: All Workers

Note: The graph depicts the return to work experience at the 90th percentile of experience (.9), the median experience (.5) and the 10th percentile of experience (.1).

Figure 9A: Mean Real Wages by Industry

Key:

1. Agriculture	4. Other industrial activities	7. Industrial services	10. Public administration
2. Manufacturing	5. Retail	8. Transport and communication	11. Other activities
3. Construction	6. Services	9. Social services	

Figure 9B: Inter-Industry Wage Differentials

Note: The inter-industry wage premium was estimated using the methodology of Haisken-DeNew and Schmidt (1997), with wages regressed on education level dummies, a quadratic in work experience, a gender dummy where appropriate and a full set of industry dummies.

Table 1: Characteristics of Employment

Year	Average years of:		% male	Employment Composition (%)			% non-manual
	Schooling	Experience		Agriculture	Manufacturing	Other	
1981	5.28	23.2	68.7	17.2	15.4	67.4	38.5
1982	5.29	23.1	68.0	17.6	15.1	67.3	38.4
1983	5.41	23.1	67.3	16.0	14.3	69.7	38.7
1984	5.50	23.0	67.5	18.8	14.7	66.5	38.8
1985	5.62	22.8	66.8	17.9	15.1	67.0	39.1
1986	5.70	22.7	66.3	17.2	15.8	66.9	40.0
1987	5.79	22.8	65.5	15.9	15.5	68.6	40.4
1988	5.90	22.9	64.9	16.0	15.0	69.0	40.9
1989	6.00	22.8	64.8	15.1	15.5	69.4	42.3
1990	6.08	22.9	64.3	14.8	14.8	70.4	43.1
1992	6.12	23.0	63.8	14.8	14.2	71.0	41.3
1993	6.26	23.0	63.7	14.0	14.2	71.7	41.3
1995	6.40	23.1	62.4	13.5	13.3	73.2	41.9
1996	6.65	22.9	62.1	12.6	13.2	74.2	42.1
1997	6.68	23.0	62.4	12.9	13.1	74.0	41.6
1998	6.86	23.0	61.9	11.8	12.6	75.6	42.0
1999	6.94	23.0	61.4	12.3	12.5	75.2	41.8

Table 2: Measures of Wage Dispersion - Inequality Indices

Year	Inequality Index		
	Mean Log Deviation	Gini Coefficient	Theil Index
1981	0.540	0.549	0.584
1982	0.553	0.556	0.593
1983	0.558	0.560	0.601
1984	0.578	0.567	0.621
1985	0.609	0.577	0.645
1986	0.563	0.561	0.609
1987	0.607	0.576	0.651
1988	0.669	0.599	0.712
1989	0.683	0.606	0.731
1990	0.626	0.583	0.657
1992	0.552	0.551	0.587
1993	0.614	0.580	0.679
1995	0.578	0.570	0.642
1996	0.574	0.568	0.639
1997	0.572	0.566	0.633
1998	0.562	0.563	0.630
1999	0.543	0.555	0.608

Table 3A: Decomposition of Change of MLD by Education Levels

			TERM A		TERM B		TERM C		TERM D
$\Delta\text{MLD}(1985-1981)=$	0.0695	=	0.0527	+	0.0007	+	0.0041	+	0.0119
$\Delta\text{MLD}(1992-1985)=$	-0.0568	=	-0.0132	+	0.0002	+	0.0015	+	-0.0452
$\Delta\text{MLD}(1999-1992)=$	-0.0093	=	-0.0303	+	0.0021	+	0.0003	+	0.0190
$\Delta\text{MLD}(1999-1981)$	0.0033	=	0.0058	+	0.0064	+	0.0094	+	-0.0156

Note: For definitions of education levels, see Table 4.

Table 3B: Decomposition of Change of MLD by One-Digit Industry Groups

			TERM A		TERM B		TERM C		TERM D
$\Delta\text{MLD}(1985-1981)=$	0.0695	=	0.0651	+	0.0038	+	0.0048	+	-0.0042
$\Delta\text{MLD}(1992-1985)=$	-0.0568	=	-0.0343	+	-0.0028	+	-0.0073	+	-0.0125
$\Delta\text{MLD}(1999-1992)=$	-0.0093	=	-0.0104	+	-0.0021	+	-0.0034	+	0.0063
$\Delta\text{MLD}(1999-1981)$	0.0033	=	0.0195	+	-0.0001	+	-0.0056	+	-0.0106

Note: For definitions of one-digit industry groups, see Figure 9A.

Table 4: Mean Real Wage* by Educational Level

Year	Education Level					
	Level 1	Level 2	Level 3	Level 4	Level 5	Level 6
1981	1.151	1.646	2.249	3.061	5.159	12.215
1982	1.114	1.569	2.234	3.184	5.225	12.422
1983	0.934	1.320	1.805	2.508	4.223	9.919
1984	0.910	1.309	1.754	2.431	4.078	9.442
1985	1.000	1.454	1.999	2.785	4.703	11.248
1986	1.571	2.267	2.994	3.827	6.188	14.726
1987	1.076	1.571	2.073	2.820	4.878	11.537
1988	0.897	1.332	1.808	2.521	4.380	10.888
1989	1.033	1.578	2.085	2.872	4.897	11.328
1990	0.962	1.418	1.919	2.608	4.419	10.557
1992	0.920	1.248	1.624	2.217	3.626	7.967
1993	0.940	1.273	1.638	2.211	3.774	8.989
1995	1.098	1.472	1.980	2.630	4.333	10.956
1996	1.148	1.532	1.988	2.655	4.268	10.834
1997	1.085	1.480	1.945	2.559	4.227	10.608
1998	1.103	1.450	1.872	2.469	4.042	10.763
1999	1.045	1.363	1.763	2.264	3.710	10.000
<i>% change</i>						
1981-92	-20.1	-24.2	-27.8	-27.6	-29.7	-34.8
1992-99	13.6	9.2	8.6	2.1	2.3	25.5
1981-99	-9.2	-17.2	-21.6	-26.0	-28.1	-18.1

* at 1998 prices

Education level definitions:

- | | |
|---|--|
| 1. Illiterate (less than one year of study) | 4. Completed primary, no or some secondary |
| 2. Some elementary education | 5. Completed secondary, no or some college |
| 3. Completed elementary, no or some primary | 6. Completed college |

Table 5: Trade Reform, and Changes in Industry Wages, Relative College Wages and Employment Allocation, 1987 to 1995: Correlation Analysis

<i>Changes in:</i>	<i>Changes in:</i>		
	Effective Tariffs	Nominal Tariffs	Imports
Nominal Tariffs	0.912 [0.00]	1.000	
Imports	-0.447 [0.05]	-0.268 [0.27]	1.000
Relative Wage of College-Educated Workers *	0.123 [0.60]	0.016 [0.95]	0.272 [0.25]
Proportion of College-Educated Workers	0.044 [0.85]	0.075 [0.76]	0.150 [0.53]
Industry Wage Premium #	-0.612 [0.00]	-0.546 [0.02]	0.523 [0.02]
Industry Share of Aggregate Employment	-0.180 [0.45]	-0.258 [0.29]	0.305 [0.19]

Note: Spearman rank correlation coefficients; 20 industry observations are used, except for nominal tariffs for which there are 19 observations; p-values are given in [].

* The ratio of the mean wage of college-educated-workers to the mean wage of all workers.

The inter-industry wage premium was estimated using the methodology of Haisken-DeNew and Schmidt (1997), with wages regressed on education level dummies, a quadratic in work experience, a gender dummy and a full set of industry dummies.

¹ Robbins (1996b) also surveys similar conclusions applying in addition to Argentina, Malaysia, the Philippines, Taiwan and Uruguay.

² The original plan in 1990 was to open the economy over a four-year period; however, the plan was completed by the middle of 1993.

³ Costa Rica is an exception (Robbins and Grindling, 1999).

⁴ The other exception is Colombia, where urban real wages were 20% higher in 1998 compared to 1980.

⁵ Traditional trade theory based on the HOS theorem was used to support advocacy of trade liberalisation, one of the arguments being that it predicted a more equal distribution in developing countries (Krueger, 1990).

⁶ In 1980 and again in 1991 there was a national census. In 1994, PNAD was cancelled due to shortage of funds.

⁷ There was a technical change in the recording of this variable between the 1980s and 1990s. An algorithm, available on request from the IBGE, was used to make education levels commensurate across years.

⁸ The blip in 1986, known as the "Plano Cruzado effect", is genuine. It resulted from a wage and price freeze program, which allowed wages to rise 8% faster than prices.

⁹ The MLD measure of inequality is defined as: $1 - (1/n) \sum_{i=1}^n \log(y_i/\mu)$ where μ is the mean.

¹⁰ The stability noted here is also found in respect of overall income inequality, though this masks a rise in the extent of extreme poverty in the 1990s (Ferreira and Barros, 1999).

- ¹¹ We use the Mookherjee and Shorrocks (1982) 'approximate' decomposition which separates out the effect of group shares from relative changes in group mean wages. The overall change in the MLD inequality index can be expressed as:

$$\Delta I \approx \sum_k \bar{v}_k \Delta I_k + \sum_k \bar{I}_k \Delta v_k + \sum_k (\bar{\lambda}_k - \overline{\log \lambda_k}) \Delta v_k + \sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log \mu_k$$

where: I_k is the inequality within subgroup k ; v_k is the population share of subgroup k ; $\lambda_k = \mu_k / \mu$ is the relative mean wage of subgroup k ; $\theta_k = v_k \lambda_k$ is the wage share of subgroup k ; Δ is the difference operator; and a bar over a variable denotes the average of current and base periods.

- ¹² The phrase 'return' is potentially misleading as the calculation is strictly speaking not a return to education investment. We simply reflect conventional terminology is using the phrase. No calculation of lost wages or other education costs is included, but it is implicitly assumed that the length of time required to complete each education level remains stable throughout the period.

- ¹³ Each year's data is divided into 16 experience-gender cells. The relative wage (RW) is calculated by summing the weighted ratio of the average wages of the two education groups across cells. The weights are the proportions of each cell within total employment over the whole period. The relative supply (RS) in each year is the ratio of the supply of "college skills" to that of "elementary skills". These supplies are computed as the weighted sum of all education groups, where the weights are calculated from regressing the wages of other education groups on the wages of college and elementary school educated workers. The logarithm of relative demand is computed as $\sigma \cdot \log(RW) + \log(RS)$.

- ¹⁴ Control variables in the wage equation are education level dummies, a quadratic in work experience, a gender dummy where appropriate and a full set of industry dummies.

- ¹⁵ 1987 is determined by the start data of available trade data. We chose 1995 as representing the end of the sharpest period of trade reform. Subsequent years saw small increases in trade protection in some industries, such as vehicles and parts, agriculture, chemical, pharmaceuticals and textiles.

- ¹⁶ Unsurprisingly, the share of college-educated workers in total wage costs is also uncorrelated with the change in effective tariffs.

COMENTÁRIOS

COMENTÁRIOS

Internacionalização da economia e sindicalismo no Brasil¹

Marcio Pochmann²

As transformações produtivas em curso desde o início dos anos 90 têm repercutido de maneira generalizada sobre as mais diversas questões nacionais. As implicações da internacionalização da economia sobre o sindicalismo não registra a mesma ênfase na literatura brasileira especializada.

Em virtude disso, busca-se estimular o debate acerca da situação atual dos sindicatos no país, a partir da identificação do processo de internacionalização econômica ocorrido na década de 1990. Para isso, no entanto, recupera-se brevemente na primeira parte, a temática referente à constituição do padrão de sindicalismo nos países desenvolvidos.

Na segunda parte trata-se sinteticamente dos padrões de desenvolvimento e de sindicalismo no Brasil ao longo das últimas 7 décadas. Por fim, na terceira e última parte, apresenta-se uma análise sobre as principais repercussões para os sindicatos decorrentes do processo de internacionalização do parque produtivo brasileiro nos anos 90.

1. Padrões de sindicalismo no capitalismo avançado

O sindicato constitui uma instituição complexa, que tem resultado de constantes transformações políticas, sociais, econômicas e culturais subjacentes à evolução do capitalismo. Mais precisamente, o sindicato enquanto mecanismo de representação de interesses está associado à dois pressupostos: (i) a existência de uma base material (econômica) própria para o seu desenvolvimento e (ii) a manifestação de distintas dimensões ideológicas capaz de mobilizar um segmento social.

Em relação à base material necessária para a produção e reprodução de condições básicas para a atuação do sindicato, constata-se tem sido recorrentemente

¹ Preliminar, sujeito a alterações.

² Professor do Instituto de Economia (IE) e pesquisador do Centro de Estudos Sindicais e de Economia do Trabalho (CESIT) da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). End. Eletrônico: pochmann@eco.unicamp.br

no processo de acumulação capitalista, especialmente com o avanço da industrialização, que se conforma o principal ambiente de surgimento e expansão do sindicalismo. Em outras palavras, a constituição da sociedade salarial, fundada na ampla difusão do trabalho assalariado, abre a perspectivas de plena atuação de organismos de representação de interesses qualificados de sindicatos de trabalhadores empregados (Dobb, 1978; Hobsbawm, 1983).

Ao mesmo tempo, a construção ideológica com capacidade de mobilizar determinados segmentos sociais encontra distintos fundamentos. De um lado, ganha dimensão a tese de autores que identificam a constituição dos sindicatos com parte integrante das sociedades modernas, sendo a associação de trabalhadores a determinados organizações, bem como os descensos (conflitos) e consensos (acordos) individuais e coletivos entre empregados expressão do estágio de ordenamento e estabilidade socioeconômica.

Assim, o surgimento e a consolidação do sindicato de trabalhadores são expressão do avanço econômico e social dos países. Nesse sentido, teriam sido principalmente os trabalhadores empregados no setores econômicos mais dinâmicos e, por isso mesmo melhor incorporados nos frutos do desenvolvimento capitalista, que vieram a se organizar em torno do sindicato na perspectiva de defesa de seus direitos. Estes eram na época os mais avançados em mais em relação ao conjunto da classe trabalhadora e interesses.

Não causa surpresa, portanto, a constatação de que os sindicatos, nesta perspectiva, seriam produto de interesses conservadores, que buscavam manter interesses de trabalhadores em melhores condições socioeconômicas e mais protegidos. A ideologia constituída era, então, pela conservação da sociedade capitalista e não por sua modificação profunda, pois seriam os trabalhadores mais integrados ao sistema econômicos os defensores das entidades de defesa de seus próprios interesses (Webb & Webb, 1920; Dunlop, 1975; Flanders, 1985).

De outro lado, manifesta-se as posições ideológicas de contestação do capitalismo, com fruto da reação de distintos segmentos sociais ante o

aprofundamento do grau de exploração dos trabalhadores pelos patrões. A defesa de interesses imediatos como salários acima do custo de vida e de condições melhores de trabalho constituiria um recorrente processo de conscientização de trabalhadores capaz de conduzir ao estágio mais amplo de reformulação parcial ou completa da sociedade capitalista.

Para isso, a generalização dos conflitos sociais impulsionados pela difusão dos sindicatos seria expressão da capacidade ideológica de conduzir ao rompimento com as formas burguesas tradicionais de dominação de uma classe social por outra. A separação entre distintos pólos no interior das sociedades industriais terminaria levando a maior parte dos trabalhadores, enquanto vendedores de força de trabalho a transformação radical do modo de produção.

A identificação do sindicato com as ideologias de contestação e ruptura social fundamentaria a perspectiva histórica de envolvimento do conjunto dos trabalhadores com a transformação do trabalho e, por consequência, com o capitalismo. A medida que a economia capitalista se transformava, tenderia a mudar a estrutura sindical e as formas de manifestação organizada dos trabalhadores, permanecendo íntegra a ideologia de contestação (Marx, 1982, Engels, 1978; Hyman, 1975).

Com o passar do tempo, contudo, foi possível observar que, em grande medida, a maior ou menor presença sindical no interior das classes trabalhadoras encontrava-se associada à maturidade industrial, à proporção do emprego industrial no total da ocupação, à estrutura ocupacional e à duração média dos contratos de trabalho. Além disso, a capacidade de envolvimento sindical tendeu também a resultar do conjunto de transformações ocorridas na condição salarial (grau de integração à sociedade de consumo de massa), nos desdobramentos da antiga para a nova classe trabalhadora (rompimento das identidades profissionais pretéritas) e na extensão da

fronteira do proletariado (incorporação de vários níveis da carreira funcional e de distintos segmentos de empregados)³.

Assim, a significativa presença sindical nas economias avançadas revelou a existência de um modelo de sindicalismo que teve como origem ideológica a social-democracia do final do século XIX. Dessa vertente ideológica que superou o padrão de organização e mobilização dos trabalhadores sustentada pelas correntes anarquistas, destacaram-se dois distintos modelos de sindicalismo no século XX: (i) o *revolucionário* e (ii) o *reformista*. Ambos se notabilizaram pela identificação do Estado como caminho alternativo de levar adiante os interesses dos trabalhadores, bem ao contrário do *anarco-sindicalismo*, defensor da ação direta e do fim do Estado⁴.

É claro que a base material do capitalismo concorrencial prevalecente até o final do século XIX sofrera importantes alterações com a maturação da Segunda Revolução Industrial que ocorreu entre 1870 – 1910 (química, automobilística, petróleo etc.), diante da nova escala de produção e do movimento de concentração e centralização do capital. Tudo isso implicou na geração de uma nova classe operária, menos qualificada e mais conglomerada nas grandes empresas.

O sindicalismo anarquista, sustentado pelos fundamentalmente segmentos mais qualificados dos trabalhadores que estavam empregados nas pequenas empresas pertencentes à Primeira Revolução Industrial acontecido entre 1780 e 1820 (têxtil, gráfica, ferrovia etc.), era contrário aos partidos políticos e à intervenção do Estado. Este se mantinha, em geral, atuando com violência nas lutas sindicais, pois funcionava em paralelo com o Parlamento como uma espécie de antecâmara dos interesses patronais.

O rompimento com as tradições do sindicalismo anarquista pelo sindicato social-democrata está na posta no Parlamento como mecanismo de generalização dos direitos trabalhistas conquistados nas grandes empresas para o conjunto dos trabalhadores através da legislação apropriada. Assim também havia

³ A temática sobre a densidade sindical pode ser encontrada em Accornero, 1992; Weeb & Webb, 1911; Perlman, 1956; Poole, 1993; Spyropoulos, 1991.

uma aposta na intervenção do Estado na economia com garantia de atendimento do princípio do pleno emprego e do bem estar social.

No primeiro modelo de sindicalismo social-democrata que prevaleceu a partir do predomínio das teses do *leninismo* e *bolchevismo* de ruptura radical com o capitalismo, através da conquista do aparelho de Estado e sustentação de um novo modo de produção. O desenvolvimento econômico auto-sustentado e planejado, através da estatização dos meios de produção e da expropriação da burguesia, transformou-se no referencial de luta do sindicalismo revolucionário em todo o mundo.

Ao mesmo tempo, o Estado socialista teria no sindicato uma forma de representação organizada dos trabalhadores, sendo mecanismo de levar as conquistas sociais e trabalhistas até o local de trabalho. Em contrapartida, a organização sindical teria por papel levar até o Estado as reivindicações dos trabalhadores.

No segundo modelo social-democrata que se configura a partir da Segunda Internacional Comunista, tem relevância a opção predominante de luta encadeada em torno das reformas do capitalismo que atendessem rapidamente os interesses mais imediatos dos trabalhadores, como a garantia da proteção social os limites à exploração patronal. A atuação do sindicalismo reformista se caracterizou pela observância do quadro institucional burguês e do aceitação da lógica do lucro, com envolvimento nas campanhas de nacionalização dos monopólios econômico-financeiros estratégicos, de reformas agrárias e tributárias e de constituição e consolidação de um estatuto do trabalhador que assegurasse o direito do trabalho e de contratação coletiva, a redução das desigualdades e de melhores condições para a venda da força de trabalho. Assim, as reformas em pedaços, ao invés da grande revolução, foram o motor do processo de civilização capitalista do segundo pós-guerra.

Nas economias avançadas predominaram distintas modalidades do sindicalismo social-democrata reformista no segundo pós-guerra. Em todos países, no

⁴ A literatura sobre a transição sindical do final do século 19 ver: Hobsbawm, 1978; Dobb, 1978;

entanto, notou-se, em maior ou menor instância, a centralidade dos temas vinculados aos interesses mais imediatos (econômicos e sociais) dos trabalhadores, bem como o esvaziamento e esquecimento dos chamados interesses históricos (políticos) de rompimento do modo de produção capitalista.

A despeito das diferenças nacionais, manifestou-se a presença generalizada de uma fase sindical de ouro, diante do baixo desemprego e redução da desigualdade e da pobreza. A presença de alta filiação, de salários crescentes fixados por contratos de trabalho e de elevada referência sindical na agenda política caracterizaram as três décadas que se seguiram após 1945.

Somente a partir dos anos 70 é que os sindicatos foram afetados pelos sinais de debilidade, conjuntamente com o agravamento da crise das economias capitalistas avançadas, bem como a aplicação de políticas de corte neoliberal. Isso foi possível devido a derrota imposta ao modelo sindical social-democrata.

Nas economias capitalistas avançadas passaram a viver com desemprego, baixo crescimento econômico e alta preocupação com o rebaixamento da inflação e revisão do papel do Estado (alteração na composição dos gastos e privatização). A sua maneira, cada país, em maior ou menor medida, passou a registrar crescentes dificuldades de atuação do sindicalismo social democrata, passando a resistir o rebaixamento de direitos social e trabalhistas. A menor sindicalização, perda de cobertura dos contratos coletivos, queda nas greves e esvaziamento da presença na agenda governamental foram indícios das dificuldades manifestadas pelo sindicalismo social-democrata reformista.

Nas economias socialistas, com a transição para a economia de mercado, desde o final dos anos 80, também entrou em crise o sindicalismo social-democrata revolucionário. O desmoronamento do Estado socialista levou consigo o papel que tinha o sindicato como uma cadeia de transmissão tanto das reivindicações dos trabalhadores e quanto da fiel garantia de representação e dos direitos sociais.

Em pleno início do século XXI, o sindicalismo vive uma nova fase de transição. Há diversos sinais de que isso encontra-se em curso. Permanece, no

entanto, traços comuns de manifestação do sindicalismo social-democrata e de algo novo, ainda insuficientemente conhecido para autorizar a denominação de um novo modelo sindical⁵.

2. Padrões de desenvolvimento e sindicalismo na periferia capitalista: o caso brasileiro

Como terminou sendo ressaltado na parte anterior, as principais formas de organização e regulação do trabalho encontram-se associadas a padrões de desenvolvimento econômico, que juntos ajudam a expressar a dinâmica mais geral de manifestação sindical. Nos países de capitalismo avançado verificou-se especialmente a partir do segundo pós guerra a generalização de uma forte relação de continuidade entre a forma técnica de produzir e a política de distribuição da riqueza gerada, garantido por uma forma mais reformista de atuação dos sindicatos.

Entre vários fatores, as instituições e o marco regulador do mercado de trabalho mostraram ser essenciais para evitar a generalização das tendências deletérias que decorrem do livre funcionamento da economia de mercado, tais como o desemprego em larga escala e o rebaixamento dos salários, especialmente nos segmentos mais frágeis. A regulamentação do mercado de trabalho, possibilitada pelo forte movimento de pressão social e pelas especificidades econômica e política nas décadas de 1930 e 1940, tornou-se a principal referência do desenvolvimento com equidade e com elevação do padrão de vida das classes trabalhadoras nas economias industrializadas (Mattoso, 1995; Boyer, 1986).

A construção do Estado de bem-estar não apenas se mostrou favorável aos interesses dos trabalhadores como também avalizou uma fase do desenvolvimento capitalista, com estabilidade monetária, rápido crescimento econômico e baixo desemprego. Somente na segunda metade dos anos 70, com a crise econômica nos países capitalistas avançados, o Estado de bem-estar social passou a ser questionado pelas políticas ortodoxas comprometidas com o combate à inflação a qualquer custo. Com isso, o atendimento do crescente número de desempregados e das novas formas

⁵ Sobre a literatura que trata da base de um novo sindicato ver: Ferrer & Hyman, 1994;

de ocupação com baixos salários e com jornada variável e parcial ficou comprometido, impondo restrições à continuidade do processo de homogeneização dos mercados de trabalho.

Na periferia do capitalismo mundial, o paradigma do Estado de bem-estar não foi plenamente desenvolvido. De certa forma, pode-se falar em compromisso social entre governo, empresários e trabalhadores ocorrido em alguns países capitalistas centrais que possibilitou a construção do Estado de bem-estar social, enquanto em países como o Brasil permitiu, guardada a devida proporção, a reorientação dos esforços nacionais voltados para a industrialização, sem, todavia, a plena incorporação social, com garantia de direitos e defesa de amplos interesses socioeconômicos.

Por meio da forte atuação do Estado na promoção do desenvolvimento das forças produtivas, foi constituída uma sociedade muito segmentada, tendo uma ampla parcela da população vivendo em formas atrasadas de vida, enquanto outra minoritária vivendo em formas modernas e compatíveis em algumas economias com as dos países capitalistas centrais. Durante as três décadas que se seguiram ao final da Segunda Guerra Mundial, foram gradualmente decrescendo os segmentos vinculados às formas atrasadas de vida, paralelamente ao crescimento da população nas formas modernas de vida.

O acesso aos sistemas de proteção social e de garantia de renda localizado nas formas modernas de vida urbana dependeu tradicionalmente do mérito alcançado pela inserção no mercado de trabalho. Isto é, a posse do contrato individual de trabalho formal podia abrir portas de entrada aos sistemas de garantia de renda e de proteção social no Brasil, enquanto o trabalho informal e as ocupações no meio rural permaneciam associadas às formas de vida atrasadas e, praticamente, sem a presença de políticas sociais.

Tendo em vista o padrão de industrialização adotado desde os anos 30, tornou-se possível generalizar um extenso e minucioso corpo de leis, responsável pela regulamentação do mercado de trabalho, sobretudo para os empregos assalariados

urbanos. Algumas vezes, as conquistas social e trabalhista não eram expressivas, se comparadas com o direito de cidadania industrial promovido pela experiência do *Welfare State* Europeu. Porém, se contrastadas com as formas atrasadas de vida e trabalho em vários segmentos da sociedade brasileira, as conquistas sociais e trabalhistas alcançaram importante repercussão social e forte valor simbólico nas práticas de dominação política das massas.

Com o aprofundamento do processo de industrialização tardia no Brasil, notou-se que o processo de regulamentação do mercado de trabalho permitiu não apenas o fortalecimento do estatuto do trabalho para parcelas crescentes dos empregados, como também terminou atribuindo a subordinação dos direitos sociais ao crescimento econômico e à intervenção do Estado. De maneira simplificada, o padrão de regulação do mercado de trabalho constituído no país compreendeu seis aspectos principais, a partir da posse do contrato individual de trabalho, assegurado pelas leis social e trabalhista:

1. Garantias corporativas: definem (i) a regulamentação de diferentes ocupações como profissionais liberais (advogado, médico, jornalista etc.) e atividades específicas (telefonista, emprego temporário, mineiro, estivador etc.); (ii) os critérios de pensão e aposentadoria (juizes, militares, professores etc.) e (iii) as possibilidades de poder recorrer à Justiça do Trabalho na busca da resolução dos conflitos individual ou coletivo.
2. Garantias na ocupação: definem requisitos mínimos para o exercício da atividade profissional, contemplando a saúde e medicina no trabalho, o seguro de acidente de trabalho, a remuneração devida às situações de doença ou acidente, de readaptação às atividades e adicionais por insalubridade e periculosidade.
3. Garantias no emprego: definem critérios (i) de estabilidade para empregados do setor público e do setor privado, geralmente após vários anos de serviço na mesma empresa, com estabilidade provisória em determinados períodos como no caso da mulher gestante, e (ii) de demissão, como nos casos de ser a demissão sem justa causa, que estabelece as indenizações pagas segundo o tempo de serviço, o aviso

prévio e as multas, além do acesso, atendidos os requisitos mínimos, ao seguro-desemprego.

4. *Garantias de renda: definem abonos de Natal (13º salário), adicionais de férias, vales de gasto com alimentação e transporte, o pagamento de salário mínimo para o trabalhador ativo e o valor mínimo para empregado aposentado, conforme o passado profissional.*
5. *Garantias de cidadania industrial: definem critérios de jornadas máximas de trabalho, de descanso semanal, de férias, de horário extraordinário, de salário-família, de salário-educação, de salário formação profissional, de licenças várias (maternidade, paternidade, casamento, prestação de serviço militar e outros).*
6. *Garantias de associação e representação: definem critérios de formação e de organização sindical, de delegado sindical, de estabilidade do dirigente sindical, da realização da negociação coletiva de trabalho e demais funções sindicais (proteção de serviços de saúde, jurídico, educativo e outros) tanto para o empregado quanto para o empregador.*

A inexistência de um sistema de contratação coletiva de trabalho, conforme experiência européia e norte-americana, concedeu especificidades às relações de trabalho em grande parte dos países latino-americanos. O poder público possui forte presença no âmbito das relações de trabalho, tendo no conjunto das regras legais o parâmetro de condução predominante do uso e remuneração da força de trabalho pelo empregador.

O padrão de sindicalismo associado ao estágio de desenvolvimento brasileiro se manifestou da maneira tardia. Isso é, o sindicato permaneceu atuante somente a partir da porta da grande empresa, pois a presença de representação sindical por local de trabalho é muito escassa no país.

Por isso, muitas vezes, o sindicato terminou envolvendo-se em lutas gerais dos trabalhadores, pois a sua representação por empresa era muito baixa. Ao

defender amplos princípios de todos trabalhadores, o sindicato voltava-se para o governo federal a sua bateria de reivindicações, como rebaixamento dos preços de tarifas, elevação do salário mínimo, piso da previdência pública entre outras.

Em algumas vezes, face a restrição da estrutura sindical confederativa, de restringir o surgimento e desenvolvimento de centrais, o Ministério do Trabalho chegava a assumir o papel de catalisador dos interesses gerais do trabalhadores. Deve-se lembrar que no golpe militar de 1964, que encerrou com as liberdades democráticas, o argumento de que se praticava uma política da República Sindical no Brasil foi usado para a imposição da repressão e prisão de líderes sindicais.

Em geral, tem cabido ao sindicato brasileiro a realização de acordos ou convenções coletivas de trabalho uma vez por ano, sempre quando há concordância patronal, objetivando renovar cláusulas sociais, de saúde e econômicas principalmente, sempre acima do que prevê o código do trabalho (Consolidação das Leis do Trabalho). Sem a concordância patronal, intervém a Justiça do Trabalho quando provocada pelo sindicato ou empregador para estabelecer o julgamento das cláusulas trabalhistas, através do dissídio coletivo ou individual de trabalho.

Até o final dos anos 70 prevalecia no país a cultura do dissídio trabalhista indicando a ausência da prática da negociação coletiva de trabalho e o predomínio da Justiça do Trabalho sobre as relações de trabalho. Pelo menos entre 1964 e 1994, a figura da Justiça do Trabalho era amenizada pela presença e política salarial, responsável pelo estabelecimento de índices básicos de correção salarial.

Para um país continental, com enormes desigualdades regionais, setoriais e sociais, a baixa presença sindical por local de trabalho e a quase ausência de acordos e convenções coletivas de trabalho expressaram a situação de grande heterogeneidade no padrões de uso e remuneração dos trabalhadores. Na realidade, as grandes empresas terminavam por apresentar um padrão de uso e remuneração diferenciado, com menor instabilidade ocupacional, salários mais elevados, planos de hierarquias funcionais e de remuneração, previdência complementar, entre outros mecanismos de estímulo à produção

Mas para a maior dos trabalhadores ocupados nas micros, pequenas e médias empresas, o padrão de uso e remuneração era precário, com baixos salários, forte instabilidade ocupacional, sem planos hierárquicos de funções e remuneração e direitos quando existentes garantidos pelo contrato formal de trabalho. Aqueles ocupados sem contrato formal tinham ainda mais precário e subdesenvolvido padrão de uso e remuneração do trabalho.

Somente ao final dos anos 70, com o processo de redemocratização do país, os sindicatos foram recuperando terreno perdido, ampliando decisivamente o seu papel. Houve um grande impulso às negociações coletivas de trabalho, à taxa de sindicalização e às greves, ao mesmo tempo que ganhou força a pluralidade na cúpula sindical.

Apesar de se manter o monopólio de representação e a unicidade na base sindical, mesmo com os avanços da Constituição Federal de 1988, ampliou-se a quantidade de centrais sindicais. Teve importância também a generalização de acordos coletivos com conteúdos muito similares para o conjunto das categorias profissionais através da atuação dos sindicatos nos anos 80, o que influenciou uma certa redução na distinção entre os diversos padrões de uso e remuneração da força de trabalho.

A partir da década de 1990, o sindicalismo brasileiro passou por um revés significativo. Tem perdido sindicalizados, reduzido cobertura nos acordos coletivos de trabalho e diminuída a quantidade de greves.

Na prevalência de um ambiente econômico e social desfavorável, diante da baixa expansão da economia nacional, da regressão do mercado de trabalho (alto desemprego aberto, ampla informalização das ocupações e redução do assalariamento formal), registrou-se ampliação da quantidade de sindicatos no Brasil. A fragmentação sindical e pulverização das ações e das negociações coletivas de trabalho indicam também para uma situação de crise dos organismos de representação de interesses dos trabalhadores.

Apesar disso, há sinais que contradizem essa perspectiva. Nunca foi tão elevada a presença sindical nos órgãos de decisão de fundos públicos (FAT, FGTS, BNDES, entre outros), assim como há ações em atividade que tradicionalmente não era de envolvimento laboral, tais como a formação profissional, intermediação de mão-de-obra, entre outras. Esses indicadores podem estar apontando para a conformação de um novo estágio de transição sindical. O tempo ajudará a confirmar ou não essa perspectiva.

3. Padrões de sindicalismo e internacionalização da economia brasileira

Nas últimas 4 décadas o Brasil passou por dois processos distintos de internacionalização de sua economia, com conseqüências inequívocas e não desprezíveis tanto para o conjunto das relações de trabalho quanto para o sindicalismo. O primeiro processo de internacionalização transcorreu durante o governo JK (1951/60), quando o país fundou a etapa de industrialização pesada, sustentada no transplante da grande empresa multinacional produtora dos segmentos de bens de capital, intermediários e de consumo durável para o parque produtivo nacional, paralelamente ao rápido crescimento econômico.

Por ter sido planejada e acompanhada de políticas industriais ativas, comerciais defensivas e sociais compensatórias, a internacionalização resultou na adicional ampliação da base produtiva e recomposição interna dos capitais, conformando uma estrutura de produção que mais tarde ficou conhecida por tríplice aliança. Ou seja, a junção articulada e de soma positiva das empresas privadas nacional, estrangeira e estatal.

Com a presença crescente da grande empresa, surgiram as condições objetivas para o desenlace do chamado novo sindicalismo, através da concentração no mesmo local de trabalho de muitos empregados submetidos a condições de trabalho e anseios similares. Anteriormente, a ausência de empresas de grande porte inibia a manifestação sindical, pois as micro e pequenas empresas operavam na maior parte das vezes com base na cultura familiar, extremamente fechada à negociação coletiva de trabalho, somente passiva à presença de legislação social e trabalhista.

Diferentemente das micros e pequenas empresas, a grande firma adotou na época novas formas de gestão de mão-de-obra, através da implantação de planos de cargos e salários e da chamada organização científica do trabalho. Em contrapartida, os sindicatos puderam refazer as pautas trabalhistas, promovendo a ênfase na reformulação do sistema de relações de trabalho, como a defesa da representação por local de trabalho e de um novo modelo de contratação, como foi o caso da Federação dos Metalúrgicos que entregou à Fiesp, em 1959 uma proposta de contratação coletiva de trabalho. Essa propostas não teve atenção da entidade patronal.

A partir de 1990, com a implementação de um novo modelo econômico de inserção passiva na economia mundial, teve início o segundo processo de internacionalização do parque produtivo brasileiro. Sem ser planejada e desacompanhada de políticas ativas no âmbito industrial, comercial e social, a internacionalização resultou fundamentalmente na racionalização interna dos capitais, implicando concentração e centralização dos negócios e o desmonte da tríplice aliança. Não houve, ao mesmo tempo, implantação de grandes plantas produtivas, indicando que ao invés da diversificação e integração econômica, passou a se assistir o predomínio de sinais de especialização produtiva, com rompimento de vários elos do interior da cadeia produtiva.

Por um lado, o processo de privatização possibilitou ampliar substancialmente a presença do capital estrangeiros no antigo setor produtivo estatal, nos serviços públicos (telecomunicações e energia elétrica) e no sistema bancário. Por outro lado, diversas empresas privadas nacionais não resistiram à concorrência em condições não-isonômicas com similares estrangeiras, possibilitando o acréscimo substancial no grau de internacionalização não apenas no setor estatal, como nos casos do setor de autopeças, da alimentação, de informática, de supermercados, entre outros. Tudo isso sem falar na expansão das importações, que comprometem ainda mais as possibilidades de reação dos capitais nacionais e da ocupação.

Constata-se que esse segundo movimento de internacionalização econômica aconteceu num ambiente de baixa expansão das atividades produtivas, acompanhado do maior desemprego, das atividades informais e do subemprego, bem

como do rebaixamento salarial e da exclusão dos sistemas de proteção social e trabalhista. Especialmente à empresa couber, de uma maneira geral, a difusão de novos programas de organização do trabalho, com a terceirização, a re-engenharia, a redução das hierarquias funcionais, entre outras.

Em certa medida, as grandes empresas, inclusive as estrangeiras, passaram a aderir mais facilmente ao modo subdesenvolvido de uso e remuneração da mão-de-obra, que possui como tradição de competitividade o baixo custo do trabalho. A descentralização da produção e o deslocamento de empresas constituem exemplos de uma estratégia empresarial voltada à adaptação das condições e relações de trabalho prevalecentes nas empresas menores, em geral nem sempre as de maior produtividade.

Nas empresas privatizadas observou-se o abandono do padrão de relações de trabalho que permitia certa estabilidade ocupacional, através da consagração de acordos coletivos de trabalho que possibilitavam alguma forma de representação sindical e maior centralização das negociações nas datas base das categorias profissionais. Em vez disso, ganham lugar a subcontratação, a descentralização das negociações, a maior rotatividade no emprego e a precarização nas condições e relações de trabalho.

Em virtude disso, são encontrados diversos elementos consistentes com a percepção de uma mudança sensível no formato de atuação da grande empresa transnacional, com grande repercussão para as relações de trabalho, especialmente estimulada pela internacionalização da economia. Na maior parte das vezes, as empresas de dimensão internacional tendem a apresentar três diferentes características de atuação.

A primeira está associada ao *ethnocentrismo*, quando a empresa estrangeira filial adota a estrutura e a prática de remuneração e uso da mão-de-obra da empresa matriz, enquanto a segunda refere-se ao *policentrismo*, quando a empresa estrangeira filial adota a estrutura e prática locais. Por fim, a terceira característica de atuação diz respeito ao *geocentrismo*, quando a empresa estrangeira filial utiliza

estrutura e prática das relações de trabalho que transcendem as fronteiras nacionais (Dunlop, 1958; Caire, 1988).

Diferentemente do que ocorreu durante o primeiro processo de internacionalização da economia, quando foram generalizadas as características de relações de trabalho etnocentristas, foi verificada nos anos 90, com o segundo processo de internacionalização, a manifestação das características policentristas e geocêntricas. Assim, as relações de trabalho no Brasil sofrem um revés, mesmo em se tratando de grandes empresas estrangeiras.

Alguns sindicatos que estavam acostumados à prática da livre negociação coletiva de trabalho tendem a ser surpreendidos pela decisão patronal de abandonar o acordo, deixando à Justiça do Trabalho a oportunidade de definir o dissídio trabalhista. Da mesma forma, vários acordos coletivos têm reduzido a quantidade e o conteúdo das cláusulas negociadas, bem como o espaço de participação sindical no interior da grande empresa internacionalizada tem sido reduzido.

4. Considerações finais

De acordo com as páginas anteriores, procurou-se destacar na evolução do sindicalismo a passagem por diferentes padrões de atuação, especialmente nas economias avançadas. Do sindicalismo anarquista do século XIX até o sindicatos social-democratas do século XX, chega-se até uma nova fase de transição no início do século XXI, em parte fundado pelas próprias mudanças no processo de desenvolvimento capitalista e pelas reações no interior da sociedade.

No Brasil, que assistiu ao processo de industrialização tardiamente, com a implementação completa do parque produtivo resultante da Segunda Revolução Industrial do final do século XIX, somente no final a década de 1970, registrou também de forma tardiamente a manifestação do chamado novo sindicalismo. A sua manifestação dependeu da implantação e difusão da grande empresa, especialmente atingida a partir do primeiro processo de internacionalização da economia brasileira, na segunda metade dos anos 50.

A grande empresa constitui o locus de manifestação do novo sindicalismo, devido a concentração de trabalhadores num mesmo local, adoção de métodos de gestão de mão-de-obra e de planos de hierarquias funcionais e remuneração, guardando menor instabilidade ocupacional. Entretanto, com a instauração de um segundo processo de internacionalização da economia brasileira, mudanças fundamentais foram inculcadas na maior parte das grandes empresas.

As empresas estatais após a privatização e as grandes empresas privadas nacionais, com o avanço grau de internacionalização, passaram a adotar métodos de uso e remuneração do trabalho que aceleram a instabilidade ocupacional e generalizam práticas comuns de micros e pequenas empresas, como dificuldades de manter a representação sindical no local de trabalho, a mesma quantidade de cláusulas trabalhistas, entre outras.

Dessa forma, a manifestação de distintos padrões de sindicalismo no Brasil decorrente de diferenças entre a grande e pequena empresa tem sua ampliação com formas novas de aproximação do uso e remuneração subdesenvolvido do trabalho no Brasil. Diferentemente do processo de internacionalização do parque produtivo ocorrido nos anos 50, quando houve impulso a ampliação sindical, nota-se na década de 1990 com o aumento no grau de internacionalização do parque produtivo brasileiro, o revés do novo sindicalismo.

5. Referências Bibliográficas

- AGLIETTA, M. (1979) "Regulacion Y Crisis del capitalismo", Mexico, Siglo XXI.
- BOYER, R. (1989) "Novas direções em práticas gerenciais e organização do trabalho", Welsink, OECD.
- BRODSKY, M. (1984) "Labor market flexibility: a changing international perspective, In: Monthly Labor Review, 117(11), Washington, BLS.
- CAIRE, G. (1988) "Relations Industrielles et industrialization dans les pays en voie de developpement", In: Tiers monde, XXIX, 114, Paris, PUF.
- CARDOSO DE MELLO, J.M. (1982) "Capitalismo Tardio", SP, Brasiliense.
- FORASTIÉ, I (1979) "Les trentes Glorieus", Paris, le lise de pache.
- FROBEL, F. et al. (1980), "The New International Division of Labour", Cambridge, Cambridge University Press.

- HOFFMAN, K. & KAPLINSKY, R. (1988) "Driving Force: London, Western Press.
- HUMPHREY, J. (1982) "Os problemas do emprego e do desemprego em São Paulo", In: Novos estudos CEBRAP, n.32, São Paulo, CEBRAP.
- LASMAN, S. & URRY, J. (1987) "The end of organized capitalism", Cambridge, Polity Press.
- LIPIETZ, A. (1985) "New Tendencies in the International Division of labor", In: SCOTT, A. & STORPER, M.
- LIPIETZ, A. (1989) "Fordismo, fordismo periférico e metropolização". In: ensaios FEE, 10(2) Porto Alegre, FEE.
- MARGLIN, S. & SCHOR, J. (1990) "The golden age of capitalism", Oxford, Clarendon Press.
- OFFE, C. (1989) "Capitalismo desorganizado", São Paulo, Brasiliense.
- OIT (1984) "El impacto de la mundialización", In: Revista Trabajo, n.8, OIT, Ginebra.
- PIORE, M. & SABEL, C. (1984) "The Second Industrial Revolution", New York, Basic Books.
- PRZEWORSKY, A. (1989) "Capitalismo e Social Democracia", São Paulo, Cia das Letras.
- SEGENBERGER, W. (1982) "Intensificación de la competencia, reestructuración industrial y relaciones de trabajo", In: revista internacional de Trabajo, 111(3), Ginebra, OIT (1972) "Yearbook of labour statistics", Geneva, OIT.
- SINGH, A. (1994) "Transformación económica mundial, profesionales y competitividad: In: Revista Internacional del trabajo, vol. 113(2), Ginebra, OIT.
- STANDING, G. (1990) "Labour regulation and social policy, In: A era of fragmental flexibility"
- STEWART, F. (1994) "La nueva división internacional del trabajo", In: trabajo, n.8, Ginebra, OIT, Junio.
- TAVARES, M.C.A. (1992) "Ajuste e reestruturação nos países centrais", In: Economia e Sociedade, n.º 1, Campinas, IE/UNICAMP.
- TEIXEIRA, A. (1992) "O movimento da industrialização nas economias centrais no pós-guerra", In: Texto para discussão, n.º 25 IEL/UFRJ, Rio de Janeiro.
- VAN DAMME, S. (1984) "International manufacturing compensation cost", In: Monthly Labor Review, 117 (11), Washington, BLS.
- MATTOSO, J. (1995) "A desordem do trabalho", Scritta: São Paulo
- DUNLOP, J. (1958) "Industrial relations systems", New York, Nolt.

COMENTÁRIOS

COMENTÁRIOS

Abertura econômica e distribuição de renda no Brasil.

*Ricardo Paes de Barros**

*Carlos Henrique Corseuil***

*Samir Cury****

*Phillippe G. Leite*****

RESUMO

A partir do início da década de noventa experimenta-se um intenso processo de liberalização que engloba abertura comercial, e incentivo a entrada de capitais estrangeiros. Do ponto de vista teórico o maior efeito de um processo de liberalização na distribuição de renda de um país deveria estar relacionado com as transformações promovidas no mercado de trabalho.

Neste estudo estimamos o efeito do processo de liberalização na distribuição de renda do Brasil, a partir de uma metodologia original que parte das transformações ocorridas no mercado de trabalho. Estas transformações por sua vez são obtidas a partir de simulações em um modelo de equilíbrio geral aplicado. Aproveitamos o fato do modelo também representar o processo de determinação da renda das famílias para reportar também estimativas baseadas nestes resultados. Constata-se, por ambas as alternativas, que o efeito do processo de liberalização sobre a distribuição de renda foi insignificante.

In the 90's a significant liberalization process took place in Brazil. As part of an economic reformulation, trade barriers were diminished and capital inflows were facilitated. According to economic theory the effect of this process on income distribution should be highly correlated with transformations occurred on labor market indicators. In this study we develop a methodology and estimate the effects of liberalization on income distribution departing from labor market transformations. These transformations were simulated with a CGE model. As the CGE used also represents the household income determination, we also report the effects on income distribution based on these results. According to both alternatives the liberalization process seems to had no effect on brazilian income distribution.

♦ Este trabalho é baseado no relatório "Apertura económica y distribución del ingreso en Brasil" elaborado para o PNUD. Agradecemos a todos que colaboraram na execução deste trabalho.

* Diretor de Estudos e Políticas Sociais do IPEA

** Técnico da diretorias de estudos e políticas sociais do IPEA

*** Consultor da diretorias de estudos e políticas sociais do IPEA

**** Aluno de mestrado da ENCE/IBGE.

1. Introdução

A economia brasileira, entre o pós-guerra e o final da década de oitenta, se caracteriza por ser extremamente protegida, com um insignificante grau de exposição à concorrência internacional e um limitado grau de integração regional. A partir do início da década de noventa experimenta-se um intenso processo de liberalização que engloba abertura comercial, e incentivo a entrada de capitais estrangeiros. Assim como em outros países que implementaram este tipo de política há uma grande controvérsia sobre seus efeitos no bem-estar social (ver por exemplo Banco Mundial 1999).

A liberalização da balança de pagamentos pode vir a ter importantes impactos sobre a distribuição de renda. Em grande medida este impacto é o resultado do correspondente impacto que a liberalização tem sobre o comportamento do mercado de trabalho, sobretudo em termos de emprego e salário. Não obstante há diversos estudos que investigam os efeitos do componente comercial do processo de liberalização sobre indicadores do mercado de trabalho brasileiro (Barros et al 1996; Moreira e Najberg 1997; Arbache e Corseuil 2000; Machado e Moreira 2000) e apenas um que procura identificar como a distribuição de renda brasileira teria sido afetada (Barros et al 2000)¹.

Neste artigo temos o objetivo de aprofundar a análise da relação entre liberalização (incluindo entrada de capitais) e distribuição de renda. Uma nova metodologia é apresentada, a partir da qual torna possível a identificação desta relação. Comparamos nossos resultados obtidos a partir desta metodologia com resultados obtidos com a metodologia de Barros et al 2000.

Para cumprir seu objetivo, este estudo encontra-se organizado em 5 seções, além desta introdução e das conclusões. A segunda seção apresenta em linhas gerais o processo de liberalização da balança de pagamentos desencadeado a partir de 1988. Na terceira seção discorreremos sobre alguns argumentos teóricos que justificam uma possível influência de um processo de liberalização, nos moldes do brasileiro, na distribuição de renda. A quarta descreve a nossa metodologia comparando-a com a empregada em Barros et al 2000. A quinta e a sexta seções apresentam a estratégia empírica e os resultados, respectivamente. Por fim apresentamos algumas conclusões do trabalho.

¹ Souza (1987) analisa o impacto de alterações na política comercial no diferencial entre renda per capita na área urbana contra na área rural.

2. Argumentos teóricos

O componente comercial de um processo de liberalização é em geral implementado via redução das barreiras tarifárias e eliminação da maioria das barreiras não tarifárias. Este tipo de política procura induzir um melhor nível de eficiência, podendo ter como subproduto uma redistribuição da remuneração aos fatores de produção e conseqüente redistribuição de renda.

A entrada de capitais, por sua vez é implementada via suspensão de restrições que inibiam este fluxo. Este componente do processo de liberalização visa dar suporte e condições para que se atinjam os objetivos visados pelo componente comercial. Por um lado, o país atrairia recursos financeiros, normalmente destinados a investimento em portfólios, que cobririam um eventual déficit proveniente do crescimento das importações. Por outro lado, o país atrairia novas tecnologias ao receber um maior volume de investimento direto, o que aumentaria a competitividade no mercado externo. Este incremento na competitividade alavancaria as exportações e conseqüentemente daria sustentabilidade a abertura comercial.

Como resultado, ter-se-ia, ao menos no longo prazo, ganhos de produtividade e, portanto, de renda e alterações no grau de desigualdade, que, em conjunto, afetariam o grau de pobreza. No curto prazo, entretanto, seriam necessárias importantes realocações intersetoriais de recursos e, portanto, da mão-de-obra, com custos eventualmente elevados para alguns segmentos da força de trabalho².

Por sua própria natureza o processo de liberalização (principalmente o componente referente a abertura comercial), tem por exemplo, um impacto diferenciado sobre os setores produtores de bens transáveis e aqueles produtores de bens não-transáveis. Da mesma forma, o impacto da abertura irá diferir inter-setorialmente de acordo com a intensidade

² Eventualmente o uso de outros fatores tais como o capital físico e a terra também podem ser afetados pela liberalização da balança de pagamentos. Devida a limitação de informação sobre o uso deste fatores concentraremos nossa análise em efeitos na distribuição de renda induzidos por mudanças no uso dos diversos tipos de trabalhos a ser considerados. Wood (1994) expõe argumentos que justifica a ausência da terra e do capital físico neste tipo de análise.

relativa no uso de fatores. Em particular, o impacto da abertura deverá depender da intensidade relativa no uso de mão de obra qualificada e não-qualificada³.

3. A natureza do processo de abertura econômica

Ao longo de boa parte da década de 80 o reequilíbrio do balanço de pagamentos foi o principal foco das atenções dos formuladores de política econômica. As medidas adotadas nesta direção vigoraram sem grandes alterações até 1988. Após este prazo relativamente longo, tais medidas acabaram por gerar forte perda de competitividade das empresas nacionais e grandes dificuldades de reinserção da economia nacional no comércio internacional. Colateralmente, observou-se aumento do grau de concentração de mercados, resultante da redução da concorrência de firmas estrangeiras, com mais um impacto desfavorável sobre os índices de preços.

Nos dois últimos anos da década de oitenta, foram dados os primeiros passos para tornar a estrutura tarifária mais transparente e as alíquotas mais baixas. No entanto, como a maior parte das restrições quantitativas foram mantidas, pode-se dizer que a liberalização comercial brasileira realmente se efetivou a partir de 1990.

Diversas medidas foram adotadas para aumentar a exposição da economia brasileira à concorrência internacional: (i) implementação de um programa de desgravação tarifária gradual com redução generalizada de alíquotas e de sua dispersão;⁴ (ii) extinção das barreiras não-tarifárias remanescentes dos períodos anteriores; (iii) eliminação de alguns regimes aduaneiros especiais; e, (iv) estabelecimento do regime de câmbio com taxas flutuantes. Com essas medidas, a política comercial sofreu uma redefinição radical, levando a economia brasileira a entrar numa fase de intensa exposição à concorrência internacional, tanto interna como externamente, reativando-se, assim, os mecanismos de preço como instrumento privilegiado na condução dessa política. Em particular, a eliminação das barreiras tarifárias e não-tarifárias entre os países-membros do Mercosul representa um dos avanços mais relevantes alcançados na história da política comercial brasileira.

³ Wood (1994) traz uma extensa análise teórica sobre modelos ala Heschel-Ohlin adaptados para os fatores trabalho qualificado e não qualificado. Este mesmo trabalho também traz uma série de resultados de estimativas do impacto da abertura comercial em países desenvolvidos e em desenvolvimento.

A Tabela 1 apresenta a evolução das tarifas de importação e níveis de proteção efetiva, entre o momento anterior à reforma de 1988 e o ano de 1998, e revela variações bastante significativas de proteção nominal após a abertura comercial, ainda que uma revisão de rumo pareça ter sido implementada nos anos mais recentes⁵. As tarifas médias sobre produtos importados decresceram em 72,9%, e a dispersão setorial das tarifas reduziu-se em cerca de 70%. Estas variações não foram contínuas, uma vez que as tarifas e a dispersão das mesmas sofreram acréscimo nos últimos quatro anos desse período após cair continuamente até 1994. Já o índice de proteção efetiva⁶ apresenta redução nítida somente no intervalo 1990-1994.

< INSERIR TABELA 1 >

Outra característica protecionista do modelo de desenvolvimento brasileiro dos anos 80, que foi alterada para facilitar o processo de integração econômica com o resto do mundo é o controle do fluxo de capitais.

No que se refere aos investimentos, o grau de participação do capital internacional no setor produtivo brasileiro apresenta um valor não significativo ao longo da história, sobretudo, se comparado com outros países em desenvolvimento. Isto resulta da combinação entre a política protecionista para o capital doméstico, o tratamento discriminatório que os capitais estrangeiros têm recebido e as restrições de acesso de investidores estrangeiros ao mercado de capitais. A reorientação da política econômica nos anos 90, forjando a liberalização da balança de pagamentos, procura estimular diretamente a entrada de capitais internacionais, necessários num momento em que as taxas de poupança interna viam-se em níveis extremamente baixos (principalmente devido à despoupança do setor público).

Linhas gerais, o governo brasileiro tentou estimular a entrada de capital estrangeiro no país em três grandes frentes: o ataque à cunha fiscal que impunha elevados custos tributários a quem quisesse investir seu capital no Brasil, mudanças constitucionais visando

⁴Um dos pontos importantes desse programa de desgravação tarifária foi a redução na dispersão das alíquotas de importação entre os produtos. Entre 1990 e 1994, o desvio-padrão da estrutura tarifária sofreu uma queda significativa, passando de cerca de 20% para aproximadamente 8%.

⁵ Vale observar que, em 1995, o governo optou por promover uma elevação de tarifas para fazer frente aos resultados desfavoráveis causados pela crise do México. Embora essa elevação não tenha alterado significativamente a estrutura tarifária dos setores, alguns experimentaram variações absolutas bastante expressivas, como foi o caso do setor de Material de transporte e Mecânico.

⁶ O índice de proteção efetiva considera as tarifas vigentes sobre os produtos e também as tarifas aplicadas sobre seus insumos, que aumentam os custos.

dar ao capital externo condições de rentabilidade similares ao capital nacional, e abertura do mercado de capitais a investidores estrangeiros.

4. Metodologia

Uma vez que cerca de 85% da renda das famílias (captada por pesquisas domiciliares) constitui-se de renda do trabalho, mudanças na distribuição de renda tendem a ser determinadas pelas mudanças no nível e estrutura do emprego e do salário. Dessa forma apresentaremos uma metodologia que determina o efeito de um choque na distribuição de renda a partir do efeito deste choque em alguns indicadores do mercado de trabalho.

Aplicaremos esta metodologia para estimar o efeito da liberalização na distribuição de renda no Brasil. Como ponto de partida desta aplicação usaremos estimativas dos efeitos da liberalização sobre o mercado de trabalho brasileiro baseadas em um Modelo de Equilíbrio Geral Computável. O modelo utilizado é da mesma natureza daquele empregado em Barros et alli 2000⁷. De fato as únicas modificações implementadas correspondem a atualização de parte das informações que alimentam o modelo e a definição de uma maior desagregação setorial no bloco de produção⁸.

Vale ressaltar que o próprio modelo apresenta resultados referentes a como a renda dos diferentes tipos de famílias considerados é afetada pelo choque simulado. Dessa forma também é possível estimar o impacto do processo de liberalização na distribuição de renda a partir destes resultados. Esta é exatamente a estratégia empírica adotada em Barros et alli 2000. Para fins de comparação apresentaremos esta estratégia alternativa, fazendo uso do mesmo *framework* desenvolvido para apresentar nossa metodologia.

4.1. O Método proposto

Apesar de diretos e teoricamente simples, os impactos de mudanças no mercado de trabalho sobre a distribuição de renda não são fáceis de identificar empiricamente. A razão desta dificuldade reside no fato da distribuição de renda estar relacionada a formação e repartição da renda das famílias ao passo que o mercado de trabalho está ligado apenas a determinação da renda do trabalho das pessoas. Como a proporção de pessoas

⁷ Uma descrição do modelo pode ser consultada no apêndice.

economicamente ativas varia de família para família e o impacto da abertura pode ser bastante diferente mesmo entre os membros economicamente ativos de uma mesma família, a relação entre condições no mercado de trabalho e distribuição de renda apesar de direta torna-se empiricamente complexa. Para descrever essa relação de forma clara e objetiva faremos uso de uma notação a ser especificada a seguir.

Seja f^T a distribuição da renda do trabalho. Essa distribuição é uma mistura da distribuição de renda de tipos distintos de trabalhadores em diferentes setores. Mais precisamente, tem-se que a população em idade ativa pode ser particionada por nível de qualificação, q , e de acordo com se esta ocupada ou não. Assim, denote por α_q a proporção de pessoas em idade ativa com qualificação q e por β_q a proporção das pessoas em idade ativa com qualificação q que estão ocupadas. Além disso, denote por δ_{qi} a proporção dos ocupados com qualificação q que encontram-se trabalhando no setor i . Com base nesta notação podemos escrever a distribuição da população em idade ativa segundo a renda do trabalho, f^T , como a seguinte mistura de distribuições

$$f^T = \sum_q \alpha_q ((1-\beta_q)f_o + \beta_q \sum_i \delta_{qi} f_{qi}^T)$$

onde f_o corresponde a uma distribuição de renda onde todos tem renda nula, que portanto representa a distribuição de renda do trabalho entre aqueles que não tem trabalho. f_{qi}^T por sua vez denota a distribuição de renda do trabalho entre os trabalhadores no setor i com nível de qualificação q .

Desta expressão para a distribuição da população em idade ativa segundo a renda do trabalho fica claro que para que o impacto de uma transformação no mercado de trabalho possa ser avaliada basta conhecer como esta transformação modificou β_q , δ_{qi} , e f_{qi}^T , assumindo que esta transformação não influencia a oferta de qualificação, α_q . Assim, é necessário especificar, para cada nível de qualificação, como se alteraram a taxa de ocupação, β_q , que pode ser obtida a partir das taxas de desemprego e de participação, a distribuição intersetorial dos ocupados, δ_{qi} , e a distribuição de renda dentro de cada setor, f_{qi}^T .

⁸ As informações referentes a consumo foram atualizadas pela POF 96, as de emprego e salário pela PNAD 96

Com base nestas informações é então possível estimar o impacto sobre a distribuição da população em idade ativa segundo a renda do trabalho via

$$f^{T*} = \sum_q \alpha_q ((1 - \beta_q^*) f_o + \beta_q^* \sum_i \delta_{qi}^* f_{qi}^{T*})$$

O sobrescrito * indica valores após a transformação no mercado de trabalho. Estas informações viriam idealmente de um cenário contra-factual que represente o mercado de trabalho em uma situação que difere da original apenas no que se refere a influência do choque (o processo de liberalização no nosso caso). Na aplicação desenvolvida neste trabalho estas informações são obtidas a partir dos resultados das simulações implementadas com o modelo de equilíbrio geral computável (MEGC)⁹.

β_q^* e δ_{qi}^* são obtidos diretamente do MEGC. Com relação a nova distribuição de renda dentro de cada setor, o modelo fornece apenas o impacto sobre as respectivas rendas média. Assim, é necessário acoplar essa informação a uma base que forneça informação detalhada o suficiente a ponto de possibilitar uma inferência sobre como essa renda estaria distribuída.

Por falta de informação mais precisa vamos supor que a distribuição de renda dentro de cada setor permanece inalterada a despeito do tamanho do setor e da renda média no setor terem sido alteradas. Desta forma podemos descrever esta nova distribuição fazendo uso da equação abaixo:

$$f_{qi}^{T*}(x) = f_{qi}^T(x, \mu_{qi} / \mu_{qi}^*)$$

Onde μ_{qi} denota a renda média dos trabalhadores com qualificação q no setor i.

Além de uma base com informação sobre renda para cada indivíduo do setor considerado, a operacionalização deste procedimento depende de uma regra de decisão sobre quem entra e/ou sai deste setor quando há mudanças de composição. Para ser compatível com a hipótese de que a distribuição no setor não foi alterada estabelecemos como regra que os trabalhadores que saem do setor são seleccionados de forma independente

e as referentes a oferta de bens pelas Contas Nacionais de 96.

do seu nível de renda e que aqueles que entram no setor passam a ter um nível de renda escolhido aleatoriamente se acordo com a distribuição de renda no setor de destino¹⁰. Esta aleatoriedade traz uma incerteza ao resultado final do exercício. Para reduzir esta incerteza a níveis aceitáveis repetimos o exercício ao menos 40 vezes.

Definidas as inserções dos indivíduos no mercado de trabalho e seus salários construímos a distribuição individual da renda total incorporando os valores originais das rendas de outras fontes que não o trabalho. De forma análoga construímos a distribuição de renda familiar de acordo com a estrutura familiar original, ou seja, agrupando a renda total dos indivíduos de uma mesma família.

A metodologia utilizada permite isolar quatro componentes do impacto que as transformações no mercado de trabalho tiveram sobre a distribuição de renda: (a) o impacto da mudança na taxa de participação, (b) o impacto da mudança na taxa de desemprego, (c) o impacto da mudança na estrutura setorial do emprego e (d) o impacto na estrutura salarial. Para isolar o impacto de cada uma destas mudanças basta introduzir cada uma delas sequencialmente e estimar o impacto sobre a distribuição de renda.

4.2. O Método de Barros et alli (2000).

O próprio modelo utilizado para estimar os impactos da liberalização no mercado de trabalho estima também mudanças nas rendas de diferentes tipos de famílias. Da mesma forma que no método anterior partimos das mudanças na distribuição da renda do trabalho. O modelo apresenta um mecanismo de transferência direta da renda dos diferentes tipos de trabalhadores para diferentes tipos de famílias¹¹. Estas transferências refletem o percentual de cada tipo de trabalhador l presente na família de tipo h. Portanto na medida que esta composição das famílias por tipo de trabalhador são distintas, haverá uma alteração na distribuição da renda das famílias toda vez que houver alterações na distribuição da renda do trabalho.

⁹ Vale ressaltar que a metodologia pode ser empregada sem o uso de um MEGC. Basta que haja uma estratégia empírica alternativa que forneça o impacto do choque considerado no mercado de trabalho.

¹⁰ Uma descrição detalhada de como implantamos este procedimento pode ser consultada no apêndice 2.

¹¹ São considerados oito tipos de famílias diferenciadas por nível de renda e local de residência.

No entanto outros mecanismos de transferência de renda para as famílias são representados, além do mencionado acima. A equação abaixo descreve como o modelo representa o processo de formação da renda para uma família tipo h.

$$YH_h = \sum_l \varepsilon_{hl} \cdot Y_l + \varepsilon_{h,smfirm} \cdot YDSFIRM + \theta_{h,firm} \cdot YDFIRM + PINDEX \cdot gtranph \cdot grant + PINDEX \cdot strant(h) + remith \cdot R$$

O primeiro termo do lado direito corresponde às transferências de todos os tipos de trabalhadores (l) que compõe o tipo de família considerada (h). Os demais termos representam as transferências das diversas instituições consideradas no modelo: pequenas e grandes firmas, governo, previdência e resto do mundo.

As transferências das firmas (grandes e pequenas) para as famílias são proporcionais aos totais de renda das próprias firmas, YDSFIRM e YDFIRM respectivamente. O mesmo vale para a transferência do governo para as famílias (proporcional ao montante gasto, em termos reais, com transferências às instituições brasileiras -PINDEX.ggrant). Já as transferências do mundo e da previdência para as famílias são nominalmente exógenas. Em termos reais estas transferências são influenciadas pelo câmbio (R) e pelo nível de preços internos (PINDEX).

Novas rendas médias podem ser calculadas portanto para cada tipo de família incorporando os valores simulados das variáveis presentes na formação de renda das famílias. Esta nova renda média pode ser obtida da seguinte forma:

$$YH_h^* = \sum_l \varepsilon_{hl} \cdot Y_l^* + \varepsilon_{h,smfirm} \cdot YDSFIRM^* + \theta_{h,firm} \cdot YDFIRM^* + PINDEX^* \cdot gtranph \cdot grant + PINDEX^* \cdot strant(h) + remith \cdot R^*$$

Em posse dos novos valores de renda média para cada tipo de família reconstruímos a distribuição de renda familiar procedendo de forma análoga a construção da distribuição da renda do trabalho proposta na seção anterior. A informação obtida do MCGE sobre renda média das famílias é acoplada em uma base de dados com informação mais detalhada de forma a deixar a distribuição de renda familiar inalterada dentro de cada tipo de família. Este procedimento pode ser descrito de forma mais precisa através da equação abaixo:

$$f_h^*(x) = f_h(x.YH_h/YH_h^*)$$

5. Estratégia empírica

Na seção anterior apresentamos de forma abstrata como a informação sobre o impacto do processo de liberalização no mercado de trabalho pode ser usada, de duas formas alternativas, para estimar impactos na distribuição de renda. Nas duas formas faz-se necessário acoplar informações provindas do modelo a informações sobre a renda e composição de uma amostra representativa de famílias.

Esta informação deve ser detalhada o suficiente para permitir uma estimativa da distribuição de renda em cada setor considerado. Desta forma nos baseamos nas informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios conduzida pelo IBGE. Além destas informações necessárias, a base deve ser compatível com o equilíbrio inicial gerado pela calibragem do modelo de EGC usado para estimar os impactos no mercado de trabalho. Como o modelo foi calibrado para o ano de 1996, fazendo uso inclusive, entre outras fontes de dados, da própria PNAD 1996 optamos pelo uso desta edição da pesquisa embora houvessem PNADs mais recentes disponíveis¹².

Resolvemos trabalhar com mais de um exercício, a fim de identificar o componente do processo de liberalização que foi mais relevante para as questões referentes a distribuição de renda. Os exercícios consistem basicamente em permitir mudanças nas tarifas e/ou no fluxo de capitais provenientes do resto do mundo.

Na primeira simulação nossa intenção foi representar exclusivamente o componente comercial do processo de liberalização. Neste sentido imputamos os valores médios de tarifas de importação que prevaleciam em 1990 sobre os produtos de cada um dos 42 setores representados pelo modelo¹³. Vale dizer que no âmbito da política comercial do Brasil também foram derrubadas várias barreiras não tarifárias. Além disso a taxa de

¹² Este fato poderia comprometer nossa análise caso o processo de abertura da economia brasileira tivesse avançado após 1996. No entanto o processo de abertura ocorreu de forma concentrada na primeira metade dos anos 90.

¹³ O ano de 1990 foi adotado como referencia pois acredita-se que só a partir deste ano é que as tarifas tornam-se efetivas, visto que entre 1988 e 1990 o maior efeito da reforma comercial foi de eliminar as sobre-taxas.

câmbio teve influencia marcante na determinação do preço relativo do produto importado vis a vis o nacional. No entanto estes movimentos não foram representados neste trabalho pela dificuldade de inseri-los em nossa metodologia.

Na segunda simulação acrescentamos ao componente comercial o componente financeiro do processo de liberalização. Desta forma além da imputação de valores para tarifas de importação mencionada acima, retiramos da poupança externa o equivalente a diferença na entrada líquida de investimento direto estrangeiro entre 1996 e 1990. Esta alteração na poupança externa procura eliminar a parcela do fluxo de capitais que entrou no Brasil devido ao ambiente mais receptivo, mencionado na seção 3.

Note que optamos por simular como estaria a economia brasileira atualmente (em 1996) caso as tarifas e a entrada de capitais não tivessem sido alteradas desde 1990. Dessa forma ao invés de simularmos um processo de abertura estamos simulando um processo de fechamento da economia brasileira. Este fato deve ser levado em consideração na interpretação dos resultados. Caso os indicadores a ser analisado melhorem estaríamos inferindo que abertura piora o bem-estar e vice-versa.

6. Resultados

6.1. Metodologia proposta

i) Mercado de trabalho

Antes de comentarmos os resultados vale a pena discorrer sobre como os indicadores de mercado de trabalho do nosso modelo podem ser afetados pelas simulações implementadas. Em geral as simulações afetam a estrutura produtiva que por sua vez afeta a demanda pelos diferentes tipos de trabalho. Os mecanismos de transmissão presentes nestas mudanças podem ser visualizados no quadro 1.

Quadro 1. Mecanismos de transmissão da variação da tarifa na demanda por trabalho

↑ tarifa	↑ demanda por produto nacional (↑ recursos disponíveis p/ o governo	↑ demanda por trabalho	
		↑ consumo do governo	↑ demanda por trabalho
		↑ consumo privado via tranferências do governo	
		↑ investimento via poupança do governo	

A simulação que envolve somente as tarifas faz, por um lado, os consumidores substituírem produtos importados por nacionais. Por outro lado o governo pode vir a arrecadar mais ou menos com a elevação das tarifas dependendo da queda no consumo dos importados vis a vis a maior arrecadação por produto. Neste caso o governo se vê obrigado a alterar sua despesa ou a sua poupança.

Das duas formas a demanda por produtos nacionais seria alterada. Se a alteração for nas despesas, o consumo do governo e o nível do repasse para as famílias seriam modificados. Se a alteração for na poupança o montante disponível para investimento mudaria, o que no nosso modelo significa alteração na demanda por produtos. Portanto o efeito sobre a demanda por trabalho agregada é indefinido a priori.

A demanda por cada tipo de trabalho, por sua vez, dependerá ainda de que setores foram mais beneficiados pela substituição de produtos importados por nacionais e que setores foram mais atingidos pela alteração do consumo do governo ou de seus repasses para as famílias. Em termos das informações do nosso quadro 1 equivale a dizer que o resultado sobre demanda por trabalho depende da combinação de (a), (b), (c) e (d).

A inclusão do fluxo de capitais na simulação tem apenas o efeito de diminuir os recursos disponíveis do governo para suas despesas ou poupança. Desta forma cresce a importância da alteração no seu consumo ou nos repasses para a demanda por trabalho agregada, bem como pelos diversos tipos de trabalho. Ou seja (b), (c) e (d) ganharam peso na determinação da demanda por trabalho.

A Tabela 2 mostra que as variações dos indicadores do mercado de trabalho do nosso modelo não são expressivas. Qualquer um dos indicadores considerados, tanto para os trabalhadores qualificados como não qualificados, apresentam variações insignificantes.

<< TABELA 2 AQUI >>

Este resultado é ainda mais nítido na simulação que envolve somente tarifas, cujos resultados nos levam a crer que o governo a deve arrecadar menos com as novas tarifas, contrabalançando assim o eventual efeito positivo que a substituição de importados por nacionais tivesse proporcionado.

Quando a variação no fluxo de capital é inserida, a diminuição de recursos disponíveis para o governo passa a determinar o resultado. As evidências são de contração generalizada da demanda por trabalho, com o nível de desemprego subindo e salários caindo para ambas as categorias (qualificado e não qualificado).

ii) Distribuição de renda

Tendo em vista que os indicadores de mercado de trabalho reagiram tão timidamente às simulações, é de se esperar que a distribuição de renda também não apresente variações significativas. De fato as Tabelas 3a-b nos mostram que tanto os indicadores de pobreza como os de desigualdade praticamente não reagem às novas condições do mercado de trabalho imputadas nas micro-simulações. Vale ressaltar que a dispersão em torno deste resultado médio é extremamente baixa o que torna este resultado consistente.

<< TABELAS 3 a-b MAIS OU MENOS POR AQUI >>

<< OCUPANDO UMA PAGINA INTEIRA CADA UMA >>

Também como era esperado, a reação dos indicadores de distribuição de renda às imputações dos indicadores de mercado de trabalho é mais inexpressiva quando estas imputações estão relacionadas exclusivamente à alteração nas tarifas. Neste caso tanto os indicadores de desigualdade como os de pobreza não variam mais do que 0,1 pontos percentuais¹⁴.

No que se refere aos resultados relacionados tanto às tarifas quanto ao fluxo de capitais há uma deterioração, ainda que bem discreta, dos indicadores tanto de pobreza como de desigualdade. Isto também não é surpresa haja visto que esta simulação estava vinculada a um maior desemprego e a menores salários.

Tendo uma variação ainda que discreta é possível explorar um pouco mais os resultados no sentido de determinar qual a alteração do mercado de trabalho que mais afetou a distribuição de renda. Com relação a desigualdade a análise do índice de Theil é mais ilustrativa. Podemos notar que este índice apresenta as maiores variações quando são

incorporadas as alterações relativas ao diferencial e ao nível de salário respectivamente. Estas variações são de 0,5 e 0,4 pontos percentuais enquanto a variação total deste índice foi de 1,1.

Como estas alterações resultam em um aumento da desigualdade podemos afirmar que os trabalhadores com maiores rendimentos foram menos prejudicados do que os com menores rendimentos. Com relação a pobreza, a análise de qualquer um dos três índices aponta que a alteração do mercado de trabalho com maior impacto é aquela associada ao nível salarial. Na variação de 0,9 pontos percentuais do P1, por exemplo, 0,7 está associado a incorporação da variação no nível salarial.

Esses resultados mostram que o componente comercial do processo de liberalização não teve efeito na distribuição de renda brasileira e que o componente financeiro teve efeito extremamente limitado. Dessa forma o efeito agregado do processo de liberalização foi bastante limitado.

6.2. Método de Barros et alli (2000)

Tal como na seção anterior faremos uma breve discussão de como a nossa variável de interesse reagiria, de acordo com o modelo. A renda das famílias tem como um dos componentes a renda do trabalho, cuja reação às nossas simulações já foi comentada. Em relação aos demais componentes da renda das famílias (parcela da renda das firmas – pequenas e grandes –, e transferências – do governo, da previdência e do mundo), temos elementos influenciados pelo nível de renda do governo, pelo valor da produção agregada, pelo nível de preços e pela taxa de câmbio.

A priori é extremamente complicado determinar para que direção estas variáveis empurrarão os demais elementos da renda das famílias. Tudo que podemos afirmar é que a incorporação destes componentes em nossa análise de distribuição de renda pode levar a conclusões distintas daquelas centradas na distribuição da renda do trabalho.

A tabela 4 mostra no entanto que as alterações simuladas no grau de abertura da economia brasileira também afetam de forma irrisória os indicadores de distribuição de renda quando incorporamos outros determinantes, além da renda do trabalho. A diferença

¹⁴ Com exceção do P0 que varia 0,4 em reação a incorporação da alteração do nível salarial atrelada a

entre os valores simulados e os valores originais em geral não passam de 0,5 ponto percentual¹⁵.

Estes resultados são de magnitude similar tanto em relação aos reportados na seção anterior como em relação aos reportados em Barros et alli 2000. Vale ressaltar que embora o trabalho mencionado também se baseie em exercício de simulação, estas são operacionalizadas de forma ligeiramente distinta no nosso trabalho. A atualização do modelo, já mencionada, corresponde a outro fato que possibilita alteração nos resultados.

Wood (1994) cita alguns trabalhos que também reportam o efeito de alterações no grau de abertura sobre indicadores de distribuição de renda, baseados em simulações contra-factuais de modelos estruturais. No caso de trabalhos referentes a países em desenvolvimento, dois tipos de resultados são reportados. O resultado mais freqüente aponta que políticas protecionistas tendem a piorar a distribuição de renda. No entanto um trabalho desenvolvido para Costa Rica, Marrocos e Perú (Bourguignon e Morrisson – 1989) aponta que este tipo de política não tem impacto algum sobre distribuição de renda. Nenhum resultado de simulação envolvendo fluxo de capital é mencionado.

5. Conclusão

Do ponto de vista teórico o maior efeito de um processo de liberalização na distribuição de renda de um país deveria estar relacionado com as transformações promovidas no mercado de trabalho. A literatura enfatiza que, principalmente através do componente de abertura comercial, a estrutura de empregos e salários deve sofrer alterações, que por sua vez afetariam a distribuição de renda.

Neste trabalho encontramos evidências que vão de encontro a esta percepção. Primeiro foi constatado que o componente de abertura comercial teve efeitos significativamente menores que o componente relacionado a entrada de capitais. Vale ressaltar que não consideramos um importante elemento da abertura comercial que foi a eliminação de várias barreiras não tarifárias. Também devemos destacar que, eventualmente, as alterações que simulamos na entrada de capitais representa um choque maior que as alterações que simulamos nas tarifas.

mudança nas tarifas.

¹⁵ Com exceção do P0 na simulação de aumento de tarifa.

Em seguida foi possível identificar que o mercado de trabalho foi pouquíssimo afetado pelo processo de liberalização. Consequentemente o efeito deste processo sobre a distribuição de renda também foi insignificante. As maiores variações dos índices de pobreza e desigualdade não atingem a marca de um ponto percentual. Este fato dificulta a elaboração de uma sugestão de política visto que aparentemente uma continuação do processo nos moldes do experimentado recentemente não traria nem custos nem benefícios para a sociedade do ponto de vista distributivo.

Apêndice 1. Um modelo de equilíbrio geral para a economia brasileira

Esta descrição não pretende mostrar o modelo por completo devido a limitações de espaço. Desta forma nos limitamos a descrever os componentes do modelo que não são considerados como padrão na literatura de CGE e que tem importância para o exercício de simulação que estamos realizando.

1 Características gerais do modelo

O modelo utilizado é baseado naquele desenvolvido por Devarajan, Lewis e Robinson (1991), que soluciona endogenamente para quantidades e preços bem como para renda das instituições¹⁶. Como tentativa de captar impactos distributivos, o modelo adota um design específico com ênfase na desagregação dos fatores de produção e instituições, particularmente trabalhadores e famílias respectivamente.

Especificamente, o fator trabalho está dividido em 7 tipos, refletindo diferenças na inserção no mercado de trabalho (relação contratual) e escolaridade¹⁷. Na representação da economia brasileira, esta diferenciação é essencial, dado que coexistem no mercado de trabalho vários segmentos, que absorvem de forma bastante heterogênea uma mudança estrutural na economia.

As famílias estão divididas em 8 classes, seguindo os diferenciais de renda, grau de urbanização e o comando da unidade domiciliar¹⁸. Esta divisão permite captar, com mais precisão, a dependência das famílias às diversas fontes de renda familiar, incluindo a remuneração dos fatores de produção, os benefícios monetários da seguridade social e o rendimento líquido dos ativos financeiros. Este fato torna-se relevante uma vez que o processo de liberalização influencia de forma diferenciada as diversas fontes de renda.

O modelo pode ser decomposto em dois blocos: equilíbrio geral e transferência de renda entre instituições. O primeiro bloco é uma especificação de equilíbrio geral neoclássica para a maioria dos mercados, onde os agentes respondem aos preços relativos como resultado da maximização de lucros e utilidade, determinando níveis de produção e

¹⁶ O modelo é essencialmente aquele desenvolvido por Cury (1998).

¹⁷ Os tipos de trabalhadores considerados são: informal com baixa qualificação, informal com alta qualificação, formal com baixa qualificação, formal com média qualificação, formal com alta qualificação, funcionário público com baixa qualificação e funcionário público com alta qualificação.

consumo. As únicas alterações que incorporamos foram relacionadas a oferta de produtos e a determinação do nível de emprego¹⁹.

No segundo bloco são incorporadas informações sobre a apropriação da renda gerada no processo produtivo bem como sua redistribuição entre os agentes/instituições representados no modelo. A representação destes mecanismos de redistribuição não estava presente em Devarajan, Lewis e Robinson (1991). Cury (1998) apresenta grande parte destes mecanismos que são estendidos em Barros, Corseuil e Cury (2000).

Desta forma, nos atemos a descrever, sobre o primeiro bloco, o mercado de produto e o mercado de trabalho de forma bem sucinta. Em seguida fazemos uma descrição sobre o segundo bloco de forma mais detalhada.

2. O bloco de equilíbrio geral

i) O mercado de produto no modelo

Na função de produção utilizada neste modelo, três tipos de insumos são empregados: trabalho, capital e insumos intermediários. A forma desta função de produção é construída em três passos. No primeiro passo, os diversos tipos de trabalho existentes são agregados num trabalho composto para cada setor (Ldi), utilizando para isso uma função Cobb-Douglas²⁰. Num segundo passo, os fatores trabalho composto e capital são agregados, utilizando-se uma função com elasticidade de substituição constante (CES), para obter o valor adicionado²¹. Finalmente, num terceiro passo, agregamos o valor adicionado com os diversos insumos intermediários, com base numa função do tipo Leontief (proporção fixa ao produto total)²².

Assumimos que a firma tem por objetivo maximizar o lucro e que toma como dados tanto o preço dos insumos e fatores de produção como o preço do produto. A firma procura maximizar o seu lucro dada as restrições tecnológicas definidas pela função de produção, acima especificada.

¹⁸ As classes de famílias consideradas são as seguintes: 1- urbanas pobres chefiadas por indivíduo ativo, 2- urbanas pobres chefiadas por indivíduo não ativo, 3- urbanas de renda média baixa, 4- urbanas de renda média, 5 - rurais pobres, 6 - rurais médias, 7 - famílias de renda média alta, 8- famílias de renda alta.

¹⁹ Esta alteração já havia sido incorporada em Barros, Corseuil e Cury (2000).

²⁰ Assumimos que esta função apresenta retorno constantes de escala, ou seja, um incremento idêntico de todos os tipos de trabalho, resulta num incremento idêntico do trabalho agregado.

²¹ Esta função possui elasticidade de substituição diferente de 1 e apresenta retornos constantes de escala.

²² Vale dizer que Devarajan, Lewis e Robinson (1991) fazem uso apenas do primeiro e terceiro passo, combinando capital com trabalho e valor adicionado com insumos intermediários respectivamente.

Existem 42 setores cuja produção pode ser exportada, ou destinada à demanda doméstica²³. Esta decisão é tomada pelo produtor baseada na comparação do preço de venda no mercado internacional e no doméstico, além de uma restrição relacionada a capacidade de redirecionar suas vendas de um mercado para o outro. Da mesma forma os consumidores escolhem entre estes bens produzidos no país e os bens importados, que são vistos como substitutos imperfeitos, tal como formulado por Armington (1970).

ii) O comportamento no mercado de trabalho

Uma das conseqüências, de termos assumido que as empresas maximizam lucros, é que a derivada da função lucro das empresas, com relação a quantidade demandada de cada fator, deve ser igual ao preço dos fatores (condição de primeira ordem). No caso específico do modelo, esta regra de comportamento da firma, quando aplicada aos oito tipos de fator trabalho existentes, determina uma relação entre os salários e o valor do produto marginal de cada tipo de fator trabalho e em cada um dos setores considerados.

Tradicionalmente os modelos do tipo CGE modelam o mercado de trabalho a partir de funções de demanda por trabalho, tal como a mencionada acima, e de oferta de trabalho. Em um mercado, onde somente estes dois fatores determinam o equilíbrio, não haveria desemprego involuntário.

Como este resultado não parece refletir o equilíbrio do mercado de trabalho da maioria dos países, alguns modelos incorporam um terceiro componente que garante a existência de desemprego involuntário no equilíbrio. Duas alternativas foram consideradas na incorporação deste terceiro componente em nosso modelo.

A primeira delas incorpora a hipótese de rigidez nos salários. Em termos operacionais isto equivale a incorporar uma regra de fixação dos salários nominais tornando esta variável exógena. Desta forma todos os ajustes do mercado de trabalho seriam feitos via nível de emprego. Quatro dos oito mercados de trabalho representados no modelo funcionam desta forma: rural formal, urbano formal pouco qualificado, funcionário público pouco qualificado e funcionário público muito qualificado.

²³ Novamente, a diversidade torna-se uma virtude do modelo na medida em que os setores são afetados de forma diferenciada por alteração na política comercial bem como pela entrada de capital estrangeiro.

A segunda alternativa representa uma relação negativa entre a taxa de desemprego (U_t) e o nível do salário (W_t), denominada curva de salário, que pode ser descrito através da seguinte equação:

$$\ln W_t = \alpha - \beta \cdot \ln (U_t)$$

Seus fundamentos teóricos correspondem àqueles que justificam rigidez de salário, ou seja, basicamente salário eficiência ou barganha sindical²⁴. De acordo com o primeiro argumento, a firma tende a motivar um comportamento eficiente via salários atrativos. No entanto, quando a taxa de desemprego é grande o trabalhador se sente ameaçado de perder sua vaga e tende a ser naturalmente eficiente, sem que haja necessidade da firma estabelecer um salário atrativo. De forma alternativa, as firmas podem se sentir obrigadas a aumentar os salários, quando o desemprego é baixo pois o poder de barganha dos trabalhadores aumenta nesta situação.

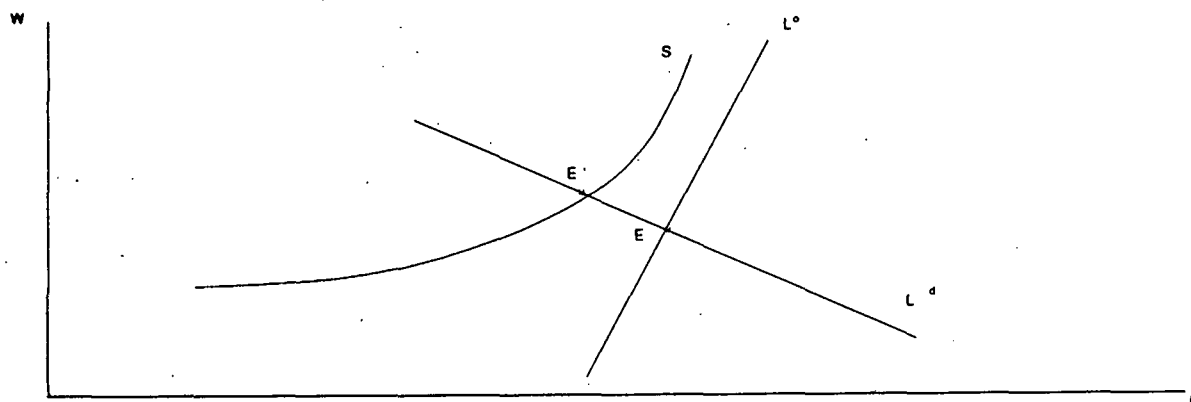
Em suma, podemos interpretar a curva de salário como uma política de determinação dos salários por parte das firmas que leva em consideração a competição por parte dos trabalhadores para ocupar seus postos de trabalho. Quando a competição é grande (taxa de desemprego alto), a firma pode oferecer um salário relativamente baixo. Assumimos que os mercados para os trabalhadores urbano formal com media e alta qualificação, bem como os informais com baixa e alta qualificação funcionam de acordo com a descrição acima.

A forma como a curva de salário interfere no equilíbrio de mercado pode ser visualizada na figura 1 (abaixo)²⁵. O ponto E representa o equilíbrio com pleno emprego num mercado influenciado apenas por oferta (L^0) e demanda (L^d). Com a introdução da curva de salário (S), os níveis de equilíbrio de emprego e salário passam a ser determinados por E' , o ponto de interseção entre a curva de demanda e a curva de salário. Ao salário definido por E' o nível de emprego não corresponde a oferta de trabalho, sendo a diferença o excesso de oferta de trabalho. Este excesso de trabalho corresponde ao desemprego nesta economia.

²⁴ Blanchflower e Oswald (1994) trazem uma exposição dos fundamentos teóricos da curva de salário bem como estimativas para alguns países desenvolvidos. Barros e Mendonça (1997) faz uma análise aplicada ao caso brasileiro. Os valores dos parâmetros das curvas de salários incluídas no modelo correspondem a valores reportados neste ultimo trabalho mencionado.

²⁵ Para representar esta relação no eixo L , W devemos ter em mente que $U = (L^0 - L)/L^0$.

FIGURA 1 - equilíbrio no mercado de um tipo de trabalho



Note que o fecho do mercado de trabalho, seja baseado na curva de salário ou fixando o salário, não são formulados por setor mas somente por tipo de trabalho²⁶. Portanto, em um primeiro estágio temos a definição de níveis de emprego, salário e desemprego para cada tipo de trabalho no agregado dos setores da economia. Para definir os níveis de emprego e salário de cada tipo de trabalhador em cada setor faz-se necessário assumir mais uma regra de comportamento do mercado de trabalho.

A descrição do mercado de trabalho é complementada, portanto, assumindo que os salários de um tipo de trabalhador, são diferenciados setorialmente no modelo. Isto implica, em termos práticos, na segmentação setorial do mercado de trabalho (por exemplo, um trabalhador formal de média qualificação do setor mecânico/automobilístico recebe um salário maior do que este mesmo trabalhador no setor de vestuário²⁷). O mecanismo utilizado, neste processo, é a inclusão de uma variável exógena de diferenciação salarial relativa entre setores. Assim, a partir do salário médio para cada tipo de trabalho, determina-se o salário deste tipo de trabalho em cada setor. Com esta informação determina-se o nível de emprego de cada tipo de trabalho em cada setor através da demanda por trabalho definida por setor e tipo de trabalho.

²⁶ O mesmo vale para a oferta de trabalho.

²⁷ A hipótese implícita neste mecanismo é a de trabalhadores com características produtivas observáveis semelhantes são pagos de maneira diferenciada de acordo com o setor em que está ocupado. Pinheiro e Ramos (1995) não só comprovam este fato como também mostram que isto é estável ao longo do tempo.

3. Os mecanismos de transferência de renda

Neste segundo bloco do modelo levamos em consideração a formação dos fluxos de renda apropriados por famílias, firmas, governo e resto do mundo. Este processo engloba duas partes: a definição da distribuição da renda gerada no processo produtivo, e as transferências entre os agentes mencionados.

A primeira parte é construída simplesmente atribuindo a remuneração do capital às firmas e a remuneração do trabalho às famílias. A distribuição dos rendimentos dos oito tipos de trabalho entre os nove tipos de famílias é feita de acordo com a composição destas famílias. Vale ressaltar que o modelo considera dois tipos de firmas: grandes (receptoras da maior parte da remuneração do capital) e pequenas (receptoras do restante da remuneração do capital).

Na segunda parte uma redistribuição é feita tendo o governo um papel preponderante neste processo. Este agente arrecada tributos diretos cobrados sobre firmas e famílias²⁸, tarifas cobradas sobre os bens importados e contribuições feitas à previdência²⁹. Por outro lado o governo repassa recursos para as famílias de duas formas alternativas: como pagamento de aposentadoria e como demais transferências do governo para as famílias (que procura englobar todo tipo de assistência social)³⁰. Além disso o governo transfere recurso para as firmas sob forma de pagamento de juros da dívida interna e consome produtos³¹.

Para cobrir as despesas acima, o governo conta não só com as arrecadações mencionadas como também com a poupança externa (fluxo de capitais). Este fluxo de renda para o governo é definido como o montante de recurso necessário para fechar o balanço de pagamentos com o saldo registrado para o ano base do modelo. Uma eventual sobra de recursos do governo é definida como poupança do governo que juntamente com a poupança privada (das firmas e famílias) definem o montante de recursos despendidos sob a forma de investimento³².

²⁸ Esta cobrança corresponde a uma fração da renda destes agentes. Esta fração varia entre grandes e pequenas firmas, bem como entre nove tipos de família.

²⁹ Na verdade a previdência é tratada como um agente a parte no modelo devido não somente ao expressivo volume de recursos que movimenta no Brasil como ao impacto distributivo usualmente creditado a esta movimentação. Sua fonte de recursos é formada por contribuições que incidem tanto sobre a renda das firmas (novamente de forma diferenciada) como sobre a formação do valor adicionado.

³⁰ A repartição destes recursos entre os tipos de famílias presentes no modelo é fixa de acordo com o observado em 1996.

³¹ A repartição entre os setores é análoga a descrita para as famílias.

³² Dado o caráter estático do modelo o investimento nada mais é do que um consumo dos bens que colaboram para a formação bruta de capital das firmas.

Apêndice 2. Operacionalização das micro-simulações da distribuição da renda familiar total

Em termos genéricos, o que fizemos nesta etapa do estudo foi seguir três critérios:

- (a) Seleciona-se de forma aleatória os trabalhadores a serem removidos de cada setor.
- (b) Cada trabalhador realocado a uma novo setor recebe a renda necessária para preservar a posição relativa que tinha na distribuição de renda do seu setor de origem. Como os trabalhadores realocados são escolhidos aleatoriamente na origem, este procedimento garante que o salário escolhido no destino é também aleatório e portanto não altera a distribuição de renda nem na origem nem no destino.
- (c) Cada pessoa em idade ativa, originalmente inativa ou desempregada, selecionada para ocupar um posto de trabalho recebe uma renda aleatoriamente escolhida de acordo com a distribuição de renda no setor a que se destina.

Uma descrição mais precisa deste procedimento pode ser feita da seguinte forma:

Denote por ω uma pessoa em idade ativa, por $T(\omega)$ a sua renda do trabalho e $I(\omega)$ a sua inserção no mercado de trabalho (fora da força de trabalho, desempregado, ocupado no setor rural, ocupado no setor informal, ocupado no setor formal, e ocupado no setor público). Além disso, vamos imputar para cada trabalhador uma propensão a trabalhar que denotaremos por, $E(\omega)$.

Para cada trabalhador ω podemos observar tanto a sua renda $T(\omega)$ como a sua inserção no mercado de trabalho $I(\omega)$, mas a sua propensão a trabalhar, $E(\omega)$, não é observável e portanto necessita ser imputada. Esta variável irá desempenhar um papel fundamental no processo de realocação da população em idade ativa. A imputação da propensão a trabalhar é obtida escolhendo-se aleatoriamente um número entre $\lambda_{q,i-1}$ e λ_{qi} para cada trabalhador no setor i com qualificação q , onde

$$\lambda_{qi} = \sum_{j \leq i} \delta_{qj}$$

e $\lambda_{q0}=0$. Este procedimento implica que dentro de cada setor os valores para a propensão a trabalhar é imputada de forma independente a todas as demais características pessoais inclusive o nível da renda do trabalho e das demais fontes, mas que a propensão a trabalhar

de todos os trabalhadores no setor j , são maiores que o de todos os trabalhadores no setor k desde que $j > k$.

Assim, a nova distribuição de renda é obtida fazendo-se

$$T^*(\omega) = (\mu_{q, I^*(\omega)} / \mu_{q, I^*(\omega)}^*) \cdot (F_{I^*(\omega)}^{-1}(F_{I(\omega)}(T(\omega))))$$

onde

$$I^*(\omega) = i$$

sempre que

$$\lambda_{q, i-1}^* < E(\omega) \leq \lambda_{qi}^* \quad (I)$$

onde

$$\lambda_{qi}^* = \sum_{j \leq i} \delta_{qj}^*$$

Quando (I) não for satisfeito o indivíduo muda de grupo obedecendo a hierarquia dos grupos mencionada acima. Note que a transformação $F_{I^*(\omega)}^{-1}(F_{I(\omega)}(T(\omega)))$ corresponde a dar, ao trabalhador que muda de setor, a mesma posição relativa na distribuição de renda do setor de destino em relação a do setor de origem. No caso das pessoas que estavam inicialmente desempregadas ou fora da força de trabalho a posição relativa inicial é escolhida aleatoriamente.

Referências

ARBACHE, Jorge e CORSEUIL, Carlos H. *Liberalização Comercial e Estruturas de Emprego e Salário*. Campinas, Anais do XXVIII Encontro Brasileiro de Economia - Anpec. 2000.

ARMINGTON, P. *Adjustment of trade balances: some experiments with a model of trade among many countries*, IMF Staff Papers, v. 17, p. 488-523, 1970.

BANCO MUNDIAL, World Development Report, Washington: Banco Mundial. 1999

BARROS, R.P.; MENDONÇA, R. e FOGUEL, M. (1996), *O Impacto da Abertura Comercial sobre o Mercado de Trabalho Brasileiro*, Águas de Lindóia: Anais da XXIV Encontro Brasileiro de Economia - Anpec.

BARROS, Ricardo Paes de, MENDONÇA, Rosane Silva Pinto de. *Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica*. Rio de Janeiro : IPEA, 1997. (Texto para Discussão, 452)

BARROS, Ricardo P.; CORSEUIL, Carlos H.; CURY, Samir. *Abertura Comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e a desigualdade*. em HENRIQUES, Ricardo (organizador) Desigualdade e Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro : IPEA, 2000.

BLANCHFLOWER, David G., OSWALD, Andrew J. *The wage curve*. Cambridge : MIT Press, 1994.

BOURGUIGNON, François e MORRISSON, Christian. External Trade and Income Distribution. Paris: OECD. 1989.

CURY, Samir. *Modelo de equilíbrio geral para simulação de políticas de distribuição de renda e crescimento no Brasil*. São Paulo : FGV, 1998. (Tese de Doutorado)

DEVARAJAN, S., LEWIS, J., ROBINSON, S. *From stylized to applied models: building multisector CGE models for models for policy analysis*. USA : University of California at Berkeley, Department of Agriculture and Resources Economics, 1991. (Working Paper, 616).

KUME, Honório; PIANI, Guida; SOUZA, Carlos Frederico. *A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação*, Rio de Janeiro : IPEA, 2000. (mimeo)

MACHADO, Ana Flávia e MOREIRA, Maurício M., *Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil*. Campinas, Anais do XXVIII Encontro Brasileiro de Economia - Anpec. 2000.

MOREIRA, M.M. e NAJBERG, S. (1997), *Abertura Comercial: Criando ou Exportando Empregos?*, Texto para Discussão No. 59, Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

SOUZA, Maria C. *Proteção, crescimento e distribuição de renda no Brasil – uma abordagem de equilíbrio geral*. Revista Brasileira de Economia, v.41, n.1, 1987

WOOD, Adrian. North-South trade, employment and inequality: changing fortunes in a skill-driven world. Oxford : Clarendon Press, (IDS Development Studies Series) 1994.

Tabela 1: Variação de indicadores de proteção de mercado aos produtores nacionais

Indicador	Variação 1987-1990		Variação 1990-1994		Variação 1994-1998		Variação 1988-1998	
	Nível	%	Nível	%	Nível	%	Nível	%
<i>Tarifa legal</i>								
Média	-27.04	-47.02	-19.25	-63.16	4.36	38.85	-41.92	-72.90
Desvio padrão	-6.36	-29.89	-9.06	-60.72	0.56	9.55	-14.86	-69.83
Máximo	-24.00	-23.37	-55.20	-70.14	14.60	62.13	-64.60	-62.90
<i>Proteção efetiva</i>								
Média	-29.44	-38.16	-34.05	-71.39	6.77	49.65	-56.72	-73.53
Desvio padrão	6.76	12.56	-52.22	-86.15	12.78	152.22	-32.68	-60.69
Máximo	43.00	13.96	-323.40	-92.11	101.50	366.43	-178.90	-58.07

Fonte: elaborado a partir de Kume et alli (2000)

Tabela 2: Variação dos indicadores de mercado de trabalho

Indicadores	Valores originais (1996)		aumento de tarifas		Aumento de tarifas e redução do fluxo de capitais	
	Trabalhadores qualificados ¹	Trabalhadores não qualificados ²	Trabalhadores qualificados ¹	Trabalhadores não qualificados ²	Trabalhadores qualificados ¹	Trabalhadores não qualificados ²
Taxa de participação	75.3	54.8	75.1	54.7	75.8	55.2
Taxa de desemprego	6.9	7.0	6.6	6.7	7.8	7.8
<i>Estrutura da ocupação</i>						
Sem carteira	12.6	25.8	12.7	25.8	12.6	25.7
Com carteira	41.7	26.3	41.7	26.4	41.7	26.3
Funcionário público	19.3	3.2	19.3	3.2	19.4	3.3
Pequenos empresários	15.8	25.3	15.7	25.3	15.8	25.4
Grandes empresários	4.2	0.7	4.2	0.7	4.2	0.7
Sem remuneração	6.4	18.6	6.3	18.6	6.4	18.7
Salário médio na ocupação principal *						
Sem carteira	506	184	506	183	506	172
Com carteira	784	337	785	335	737	319
Funcionário público	778	286	778	286	728	268
Pequenos empresários	959	341	956	340	903	322
Grandes empresários	3307	2636	3282	2616	3297	2628

Notas: * valores em Reais de Setembro de 1996. Nesta data a taxa de câmbio era próxima de 1.

1 - Trabalhadores qualificados: 9 anos ou + de estudo.

2 - Trabalhadores não qualificados: 0 a 8 anos de estudo.

Fonte: Elaborada a partir de simulações baseadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 1996.

Tabela 3a: Variação dos Indicadores de desigualdade - Fechamento da economia

Indicadores de desigualdade	aumento de tarifa				aumento de tarifa e redução do fluxo de capitais			
	Média	Desvio padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio padrão	Máximo	Mínimo
<i>Coefficiente de Gini</i>								
Valores originais	60.7	-	-	-	60.7	-	-	-
Mudando a taxa de participação	60.7	0.0062	60.8	60.7	60.6	0.0094	60.6	60.6
Mudando as taxas de participação e desemprego	60.7	0.0031	60.7	60.7	60.8	0.0061	60.8	60.7
Mudando as taxas de participação, desemprego e a estrutura da ocupação	60.7	0.0026	60.7	60.7	60.8	0.0057	60.8	60.8
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados e o diferencial salarial	60.7	0.0026	60.7	60.7	60.9	0.0056	60.9	60.9
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados, diferencial salarial e o nível salarial	60.7	0.0026	60.7	60.7	61.0	0.0056	61.0	61.0
Mudando a taxa de desemprego	60.7	0.0073	60.7	60.7	60.9	0.0116	60.9	60.8
Mudando a distribuição dos ocupados	60.7	0.0015	60.7	60.7	60.7	0.0032	60.7	60.7
Mudando o diferencial salarial	60.7	-	-	-	60.8	-	-	-
Mudando o diferencial salarial e o nível salarial	60.7	-	-	-	61.0	-	-	-
Mudando o nível salarial	60.7	-	-	-	60.6	-	-	-
<i>Índice de Theil</i>								
Valores originais	74.2	-	-	-	74.2	-	-	-
Mudando a taxa de participação	74.3	0.0221	74.4	74.2	74.0	0.0349	74.0	73.9
Mudando as taxas de participação e desemprego	74.2	0.0086	74.2	74.2	74.3	0.0206	74.4	74.3
Mudando as taxas de participação, desemprego e a estrutura da ocupação	74.2	0.0078	74.2	74.2	74.4	0.0178	74.4	74.3
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados e o diferencial salarial	74.1	0.0077	74.1	74.1	74.9	0.0178	74.9	74.9
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados, diferencial salarial e o nível salarial	74.2	0.0077	74.2	74.2	75.3	0.0176	75.3	75.2
Mudando a taxa de desemprego	74.1	0.0319	74.3	74.0	74.6	0.0505	74.7	74.5
Mudando a distribuição dos ocupados	74.2	0.0054	74.2	74.2	74.2	0.0143	74.3	74.2
Mudando o diferencial salarial	74.2	-	-	-	74.8	-	-	-
Mudando o diferencial salarial e o nível salarial	74.2	-	-	-	75.1	-	-	-
Mudando o nível salarial	74.2	-	-	-	73.9	-	-	-

Fonte: Elaborada a partir de simulações baseadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/BGE) de 1996.

Tabela 3b: Variação dos indicadores de pobreza - Fechamento da economia

Indicadores de pobreza	aumento de tarifa				aumento de tarifa e redução do fluxo de capitais			
	Média	Desvio padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio padrão	Máximo	Mínimo
Porcentagem de pobre (P0)								
Valores originais	29.2	-	-	-	29.2	-	-	-
Mudando a taxa de participação	29.2	0.0127	29.3	29.2	28.9	0.0147	28.922	28.858
Mudando as taxas de participação e desemprego	29.1	0.0082	29.1	29.1	29.2	0.0148	29.281	29.205
Mudando as taxas de participação, desemprego e a estrutura da ocupação	29.1	0.0092	29.1	29.1	29.3	0.0147	29.292	29.22
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados e o diferencial salarial	28.8	0.0090	28.8	28.8	29.4	0.0150	29.39	29.317
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados, diferencial salarial e o nível salarial	29.2	0.0091	29.2	29.1	30.2	0.0145	30.258	30.183
Mudando a taxa de desemprego	29.0	0.0144	29.0	29.0	29.5	0.0243	29.56	29.468
Mudando a distribuição dos ocupados	29.1	0.0036	29.1	29.1	29.1	0.0062	29.16	29.131
Mudando o diferencial salarial	28.8	-	-	-	29.2	-	-	-
Mudando o diferencial salarial e o nível salarial	29.2	-	-	-	30.1	-	-	-
Mudando o nível salarial	28.8	-	-	-	27.8	-	-	-
Hiatos de renda médio (P1)								
Valores originais	13.6	-	-	-	13.6	-	-	-
Mudando a taxa de participação	13.7	0.0073	13.7	13.7	13.5	0.0105	13.478	13.435
Mudando as taxas de participação e desemprego	13.6	0.0046	13.6	13.6	13.7	0.0079	13.75	13.715
Mudando as taxas de participação, desemprego e a estrutura da ocupação	13.6	0.0042	13.6	13.6	13.7	0.0084	13.764	13.729
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados e o diferencial salarial	13.6	0.0042	13.6	13.6	13.8	0.0084	13.85	13.814
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados, diferencial salarial e o nível salarial	13.7	0.0042	13.7	13.6	14.5	0.0083	14.51	14.476
Mudando a taxa de desemprego	13.6	0.0068	13.6	13.5	14.0	0.0155	13.982	13.923
Mudando a distribuição dos ocupados	13.6	0.0016	13.6	13.6	13.7	0.0032	13.66	13.643
Mudando o diferencial salarial	13.6	-	-	-	13.7	-	-	-
Mudando o diferencial salarial e o nível salarial	13.7	-	-	-	14.4	-	-	-
Mudando o nível salarial	13.6	-	-	-	13.0	-	-	-
Hiatos de renda quadrático médio (P2)								
Valores originais	9.0	-	-	-	9.0	-	-	-
Mudando a taxa de participação	9.1	0.0068	9.1	9.1	8.9	0.0099	8.8735	8.8327
Mudando as taxas de participação e desemprego	9.0	0.0044	9.0	9.0	9.1	0.0086	9.1091	9.0578
Mudando as taxas de participação, desemprego e a estrutura da ocupação	9.0	0.0043	9.0	9.0	9.1	0.0088	9.1218	9.0795
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados e o diferencial salarial	9.0	0.0043	9.0	9.0	9.2	0.0088	9.1784	9.1362
Mudando as taxas de participação, desemprego, distribuição dos ocupados, diferencial salarial e o nível salarial	9.0	0.0042	9.0	9.0	9.6	0.0087	9.5982	9.5567
Mudando a taxa de desemprego	8.9	0.0070	9.0	8.9	9.3	0.0155	9.3064	9.2444
Mudando a distribuição dos ocupados	9.0	0.0016	9.0	9.0	9.0	0.0032	9.0228	9.0074
Mudando o diferencial salarial	9.0	-	-	-	9.0	-	-	-
Mudando o diferencial salarial e o nível salarial	9.0	-	-	-	9.5	-	-	-
Mudando o nível salarial	9.0	-	-	-	8.6	-	-	-

Fonte: Elaborada a partir de simulações baseadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 1996.

Tabela 4: Variação dos indicadores de distribuição de renda

		tarifa	tarifa e fluxo
<i>Desigualdade</i>			
	Theil	-0.31	0.07
	Gini	-0.10	0.02
<i>Pobreza</i>			
	P0	-1.45	0.35
	P1	0.00	0.40
	P2	0.00	0.23

Nota: Valor simulado - valor observado

COMENTÁRIOS

COMENTÁRIOS

Abertura, Tecnologia e Qualificação: Evidências para a Manufatura Brasileira*

Naércio Aquino Menezes Filho**

Mauro Rodrigues Jr.***

O objetivo deste artigo consiste sobretudo em estabelecer as conexões entre o recente aumento da utilização de trabalhadores qualificados (em comparação aos não qualificados) e medidas de tecnologia, capital físico e tarifas, com especial enfoque para a manufatura brasileira nas últimas duas décadas. Para tanto faz-se uso da metodologia de Berman, Bound & Griliches (1994), tendo a intensidade de P&D como *proxy* para progresso técnico. A evidência de complementaridade entre tecnologia e trabalho qualificado aparece mais robusta e fortemente entre 1994 e 1997, enquanto que o capital físico mostrou-se bastante correlacionado com o emprego de qualificação em todo o período considerado (1989-97). Já os impactos do comércio internacional mostraram-se limitados e pouco robustos.

São Paulo, abril de 2001

*Artigo preparado para o *Workshop* de Liberalização Comercial e Mercado de Trabalho no Brasil, Brasília, abril/2001. Agradecemos a Renata Narita e Fabiana de Felício pela ajuda na coleta de dados, e a Carlos Henrique Corseuil e Juan Jensen por terem possibilitado o acesso a outras fontes de informação.

**Professor da FEA/USP

***Mestrando do IPE/USP

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas duas décadas, o mercado de trabalho nos países desenvolvidos tem sofrido marcantes modificações: nos Estados Unidos e Reino Unido, a desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados aumentou consideravelmente, enquanto que o desemprego relativo mostrou relativa estabilidade. Por outro lado, em outros países da Europa Ocidental, o desemprego relativo de não qualificados cresceu ao longo dos anos, enquanto que os diferenciais salariais mantiveram-se relativamente estáveis.

Diversos analistas passaram a associar estes fenômenos a uma raiz comum: o aumento da demanda relativa de trabalho qualificado. Estados Unidos e Reino Unido, por possuírem mercados de trabalho pouco regulamentados, teriam o ajuste sobre os salários facilitado. Já o arranjo institucional do mercado dos demais países europeus colocaria maiores dificuldades ao alcance do equilíbrio, fazendo com que o ajuste se desse em maior parte sobre o emprego. [Freeman (1995)]

Entretanto, diversas são as explicações para as causas destes movimentos na demanda, sendo duas mais populares. A primeira delas atribui tais mudanças ao maior contato comercial com os países do Terceiro Mundo, sobretudo a partir dos processos de liberalização comercial destas economias iniciados nos anos 80. A justificativa teórica está no modelo de Heckscher-Ohlin, o qual implica que cada país deve especializar-se em produtos intensivos no fator de produção que possui em maior abundância. Os países desenvolvidos, assim, tenderiam a especializar-se em produtos intensivos em trabalho qualificado, o que aumentaria a demanda relativa deste fator. O resultado simétrico ocorreria em países subdesenvolvidos.¹

A interpretação alternativa a esta baseia-se no padrão tecnológico dos últimos anos, através de eventos como a entrada de computadores no local de trabalho, novas tecnologias de informação etc. Supõe-se que estes choques tecnológicos seriam viesados para o fator trabalho qualificado, o que aumentaria sua demanda em detrimento do trabalho não qualificado.

A observação dos referidos fatos e suas possíveis explicações motivou o aparecimento de uma vasta literatura empírica para os países desenvolvidos.² De um modo geral, conclui-se que o impacto do comércio internacional sobre o mercado de

¹ Ver Wood (1994) para uma apresentação mais pormenorizada do argumento.

trabalho destes países seria relativamente pequeno, ganhando força a tese relacionada à mudança tecnológica. Algumas constatações contribuem para esta conclusão como, por exemplo: 1) observa-se que o aumento da utilização relativa de trabalho qualificado não se acha circunscrito a setores produtores de *tradables*; 2) mesmo em países em que desigualdade se ampliou, diversos setores mais desagregados apresentaram aumento do uso relativo do fator que ficou relativamente mais caro, o trabalho qualificado; 3) não se verifica que os preços dos bens intensivos em baixa qualificação caíram mais rapidamente que os demais neste países (*price puzzle*). [Arbache (2000), Desjonqueres, Machin & Van Reenen (1999)]

Talvez um dos motivos mais importantes que enfraquecem a interpretação ligada ao comércio internacional esteja na observação destes fenômenos para os países em desenvolvimento. Wood (1997) constata que, apesar da pesquisa empírica estar em uma fase inicial, diversos países latino-americanos registraram ampliação da desigualdade salarial nas últimas duas décadas, ao contrário do que teria ocorrido nas economias do Leste Asiático nos anos 60 e 70, as quais adotaram políticas de orientação para o exterior nesta época.³ Berman & Machin (2000) encontram evidências fortes de que a demanda relativa de qualificados acelerou-se nos anos 80 tanto em países de alta renda como principalmente em países de renda média (entre os quais estão vários dos países em desenvolvimento), enquanto que a evidência para países de baixa renda é mais fraca.

Wood (1997) argumenta que a presença de choques tecnológicos viesados para trabalhadores qualificados poderia estar explicando este comportamento.⁴ É preciso notar que esta interpretação não isenta o comércio internacional de efeitos sobre o mercado de trabalho. A abertura possibilita o acesso a bens de capital mais avançados, enquanto que o aumento da concorrência pode levar as empresas locais a adotarem métodos mais modernos. Se a tecnologia é viesada para o trabalho qualificado, este fator certamente terá sua demanda magnificada. Além disso, a liberalização financeira, que normalmente acompanha os processos de abertura comercial, permite que a difusão da tecnologia se aprofunde, sobretudo a originária de países desenvolvidos. A idéia é que a mudança tecnológica seria não apenas viesada para o trabalho qualificado, mas

² Artigos como Burtless (1995) e Arbache (2000) oferecem revisões desta literatura.

³ As evidências referentes à América Latina por Wood estão fortemente baseadas no trabalho de Donald J. Robbins. Por exemplo, em Robbins (1996), este pesquisador verifica que em todos países por ele analisados (Argentina, Chile, Colômbia, Costa Rica, México, Filipinas, Taiwan e Uruguai) com exceção da Argentina, houve aumento da demanda por qualificados na sequência de liberalizações comerciais.

tenderia a espalhar-se, não sendo privilégio de um pequeno conjunto de países [Berman, Bound & Machin (1998), Krugman (1995)].

Este artigo tem como objetivo trazer esta discussão para o caso brasileiro, enfocando o efeito da tecnologia e do comércio internacional sobre o mercado de trabalho local, dando ênfase especial ao setor manufatureiro. Nossa principal inovação está na utilização de medidas de progresso técnico e capital físico com o objetivo de captar seus efeitos sobre o emprego de trabalhadores qualificados *vis-a-vis* trabalhadores não qualificados. A metodologia aqui utilizada está associada à desenvolvida por Berman, Bound & Griliches (1994), a qual gerou uma série de artigos correlatos.⁵ A idéia consiste em, primeiramente, tentar decompor a variação do uso relativo de trabalho qualificado (em um conjunto de setores) nos componentes intrasetorial e intersetorial, o que permite fazer algumas observações sobre as causas do aumento da demanda por qualificação. Adicionalmente, tenta-se explicar este comportamento através de uma série de variáveis, especialmente por uma medida de tecnologia como intensidade da atividade de pesquisa e desenvolvimento (P&D) ou uso de computadores no local de trabalho.

O caso brasileiro é particularmente interessante, uma vez que sua economia quase autárquica da década de 80 passou por fortes transformações no início dos anos 90 que levaram ao rápido e brutal estreitamento dos laços comerciais com o exterior, através de quedas em tarifas e barreiras não tarifárias em diversos setores da atividade econômica. Ao mesmo tempo, o país tornou-se mais aberto aos fluxos internacionais de capital, o que provavelmente facilitou a absorção de tecnologia dos países desenvolvidos. Além disso, parecem bastante evidentes os ganhos de produtividade no período pós-abertura [Rossi & Ferreira (1999)].

Apesar de estar crescendo rapidamente, a evidência sobre o assunto é ainda bastante preliminar no Brasil, não sendo possível apontar para uma conclusão mais consensual. Por exemplo, Green, Dickerson & Arbache (2000) encontram tendência de aumento a demanda por trabalhadores com educação superior (com relação a indivíduos com educação elementar), principalmente após 1992.

Por outro lado, Machado & Moreira (2000) fornecem indícios de que as mudanças na demanda relativa de trabalho teriam favorecido mais os trabalhadores não

⁴ Wood (1997) ressalta que o aumento da demanda relativa de trabalho qualificado neste países pode estar ligado à entrada no comércio internacional de economias com alta dotação de trabalho não qualificado, tais como Índia e China.

⁵ Ver Jonhson & Stafford (1999) para uma revisão.

qualificados entre 1990 e 1993, o que poderia ter sido causado pela abertura. Contudo, isto não é confirmado para o período 1993-97. Adicionalmente, os autores não chegam a evidências de que o aumento das importações tenha sido responsável pelo deslocamento da demanda de não qualificados.

Já Arbache & Corseuil (2000), com base em uma amostra de setores manufatureiros, verificam que a participação de cada indústria no emprego total é negativamente correlacionada com a penetração de importações. Mais importante, este impacto negativo revelou-se mais forte em setores menos intensivos em qualificação, contrariando os resultados do modelo de Heckscher-Ohlin em um país, em tese, com baixa dotação de trabalho qualificado.

Organiza-se o presente artigo da seguinte forma. A seção 2 apresenta o modelo de Heckscher-Ohlin em uma versão simplificada, com vistas a justificar teoricamente os argumentos utilizados ao longo do texto. A seção 3 descreve as fontes de informações utilizadas, bem como a construção de algumas variáveis. A seção 4 encarrega-se de traçar uma análise descritiva dos dados, enfatizando a decomposição acima referida. A seção 5, por sua vez, trata de estimar um modelo nos moldes de Berman, Bound & Griliches (1994) – mais especificamente o modelo proposto por Machin, Ryan & Van Reenen (1996) – tendo a intensidade de P&D como *proxy* para mudança tecnológica. A seção 6, por fim, conclui.

2. TEORIA

A base para interpretar as mudanças ocorridas no mercado de trabalho a partir de choques tecnológicos e abertura comercial está no modelo de Heckscher-Ohlin.⁶ Como o objetivo é apenas justificar as idéias utilizadas no restante do artigo, apresenta-se a seguir este modelo e seus principais resultados a partir de uma versão bastante simplificada do mesmo.

Descreve-se economias com dois setores distintos, cada um produzindo apenas um bem *tradable* (havendo, portanto, dois bens, bem 1 e bem 2) por meio de dois fatores homogêneos – trabalho qualificado e trabalho não qualificado – combinados através de funções de produção neoclássicas com retornos constantes de escala. O setor 1 é relativamente intensivo no fator trabalho qualificado, para quaisquer preços dos

⁶ Ver Jones (1965) para um tratamento formal do modelo descrito nesta seção.

insumos. As firmas de cada indústria maximizam lucro em concorrência perfeita, e tomam como dados os preços dos fatores.

O mercado de fatores está sempre em equilíbrio e livre de quaisquer imperfeições. Os fatores possuem mobilidade plena entre os setores (de modo que seus preços são os mesmos para toda a economia), mas não podem mover-se para qualquer outra economia, e são ofertados de maneira completamente inelástica.

Além disso, existem dois países, Norte e Sul, com preferências idênticas e homotéticas, mesmas condições tecnológicas, distintos apenas em suas dotações relativas de fatores: o Norte é relativamente abundante em trabalho qualificado e o Sul é relativamente abundante em trabalho não qualificado. Ambas as economias não possuem poder para afetar os preços dos produtos finais; a tecnologia disponível e o estoque de fatores também lhes são exógenos.

Um resultado fundamental para entender os impactos da liberalização comercial sobre o mercado de trabalho é o Teorema de Stolper-Samuelson, o qual estabelece a ligação entre preços relativos dos bens finais e preços relativos dos fatores. A idéia é que aumentos no preço relativo de um bem acarretarão aumentos na remuneração real do fator usado intensivamente em sua produção e queda na remuneração real do outro fator.

Em outras palavras, a elevação no preço do bem 2, por exemplo, dado o preço do bem 1, provoca um estímulo à expansão deste setor em detrimento do setor 1, fazendo com que haja um deslocamento de fatores da indústria 1 para a indústria 2. Supondo que esta última seja intensiva em trabalho não qualificado, gera-se um excesso de demanda por este insumo e um excesso de oferta de trabalho qualificado, causando um aumento na remuneração do primeiro e uma queda na remuneração do último. Com o trabalho não qualificado relativamente mais caro, as firmas de ambos os setores tenderão a substituí-lo pelo outro fator, tornando-se mais intensivas em trabalho qualificado. Este processo termina quando as condições de lucro zero são repostas, eliminando incentivos à expansão do produto: o novo equilíbrio apresenta maior produto do setor 2, menor produto do setor 1, trabalho não qualificado relativamente mais caro e menor utilização relativa deste fator por parte das firmas.

A partir daí, entender os impactos da abertura sobre os dois fatores é mais simples. Em autarquia, o preço relativo do trabalho qualificado é mais alto no Sul, dado que é relativamente escasso, o que faz com que o preço relativo do bem 1, intensivo neste fator, seja maior que no outro país. A abertura conduz à equalização dos preços

dos produtos, fazendo com que a remuneração relativa do trabalho qualificado caia (eleve-se) no Sul (Norte). Paralelamente, cada país especializa-se nos bens intensivos nos fatores que possuem em maior abundância (Teorema de Heckscher-Ohlin).

Os efeitos de mudanças tecnológicas exógenas são muito semelhantes a aumentos de preços. Como apontado por Leamer (1994), a presença de progresso técnico viesado para trabalho qualificado, por si só, não é suficiente para gerar aumento na remuneração relativa deste fator. O que importa, em uma economia tomadora de preços dos produtos, é o viés setorial. Por exemplo, se o setor 1 experimenta progresso técnico de qualquer caráter (dadas as condições tecnológicas do setor 2), tudo se processa como um aumento do preço de seu produto: o custo unitário cai abaixo do preço, estimulando a expansão da indústria 1 e retração da outra. Como o setor 1 é intensivo em trabalho qualificado, este fator encarecer-se-á em relação ao trabalho não qualificado. O setor 2 ficará, frente a isto, mais intensivo em trabalho não qualificado, mas o efeito final sobre a intensidade fatorial do setor 1 dependerá do tipo de progresso técnico ocorrido. Nos casos Hicks-neutro e viesado para o trabalho não qualificado, a mudança de preços relativos dos fatores não atua na direção contrária da alteração tecnológica, fazendo com que esta indústria empregue mais intensivamente o fator trabalho não qualificado. Todavia, isto não ocorre quando o progresso técnico é viesado para o trabalho qualificado, o que torna ambíguo o resultado líquido.

Por outro lado, se o progresso técnico tiver impacto idêntico nas duas indústrias, não haverá mudanças na remuneração relativa: o efeito semelhante ao aumento de preços será igual em ambos os setores, de modo que não haverá impactos sobre o “preço relativo”. Tudo funciona como um aumento na dotação de fatores. Por exemplo, um choque de produtividade viesado para o trabalho qualificado corresponde a uma elevação do estoque deste fator, levando à expansão do produto do setor 1 (intensivo neste tipo de trabalho) e retração do setor 2.⁷ O impacto sobre as intensidades fatoriais estará condicionado apenas ao viés do progresso técnico, já que a remuneração relativa não sofreu alterações.

Os resultados acima só são válidos sob a hipótese de pequena economia aberta. Alguns autores, como Krugman (1995), argumentam que tal modelo baseia-se no fato de o progresso técnico ocorrer isoladamente no país em foco, ao passo que seria mais

⁷ Este resultado está relacionado a aumentos exógenos na dotação de fatores de uma economia, para dadas condições tecnológicas (Teorema de Rybczynski). Por exemplo, um aumento no estoque de trabalho qualificado leva a uma expansão do setor 1 (intensivo neste fator) e retração do setor 2, sem que haja impactos sobre as remunerações dos fatores.

realista supor que estes fenômenos sejam comuns a um conjunto suficientemente grande de economias.⁸ Desta forma, o problema poderia ser mais adequadamente tratado através de um modelo de economia fechada, em que os preços são endógenos e a demanda passa a ser importante para determinar o equilíbrio.

Neste caso, o viés fatorial ganha relevância. A ocorrência de mudanças tecnológicas viesadas para trabalho qualificado, qualquer que seja o viés setorial, faz com que a remuneração relativa deste fator aumente. Além disso, a presença de progresso técnico Hicks-neutro com viés setorial causa resultados ambíguos nas remunerações [Krugman (1995), Berman, Bound & Machin (1998)].⁹ É necessário somente que os preços sejam de alguma maneira afetados por condições internas – por exemplo, quando há diferenciação internacional de produtos ou quando um país for suficientemente para alterar os preços externos [Johnson & Stafford (1999)] – para que estes resultados sejam relevantes.

3. DADOS

No que toca à medida de intensidade em qualificação, utiliza-se indivíduos amostrados pela PNAD no período 1981-1997, entre 16 e 64 e que registrem rendimento do trabalho principal positivo. Trabalhadores com 11 ou mais anos completos de estudo foram classificados como qualificados (o equivalente ao segundo grau completo), enquanto que os demais foram classificados como não qualificados. Segundo Leamer (1994) a medida centrada em educação reflete mais precisamente a idéia de qualificação do que as medidas de ligação ou não à produção, usadas mais freqüentemente. O corte em 11 anos é arbitrário, mas em outras tentativas (como 12 anos, separando trabalhadores com alguma passagem pelo ensino universitário dos demais), a proporção de trabalho qualificado é muito pequena, o que contribui para o aparecimento de valores instáveis do uso relativo de fatores, tanto para o agregado como para atividades econômicas em particular. Desta forma, acreditamos que esta é a medida que melhor se encaixou na definição de qualificação.

⁸ Note-se que o modelo de Heckscher-Ohlin supõe tecnologias idênticas entre os países, o que fortalece o argumento de Krugman.

⁹ Krugman (1995) afirma que se a elasticidade substituição no consumo for maior que 1, a presença de progresso técnico Hicks-neutro vai na mesma direção do caso de economia aberta. Todavia, o autor argumenta que esta seria uma hipótese irrealista, dado que a maioria dos trabalhos empíricos utiliza setores agregados em suas análises.

A intensidade em qualificação de cada setor é mensurada por duas variáveis: (i) **emprego relativo** (s), ou seja, a proporção do total de trabalhadores composta por qualificados, e (ii) **massa salarial relativa** (W), ou seja, a proporção da massa salarial total alocada a qualificados (entenda-se aqui salário como rendimento do trabalho principal). Tais medidas são obtidas considerando os pesos da PNAD. Em boa parte deste capítulo analisa-se as 23 atividades econômicas da manufatura (indústria de transformação), as quais puderam ser acompanhadas ao longo de todo o período em foco.

Na seção 5, tais informações acerca do uso relativo de qualificação na manufatura são cruzadas com dados de capital, produto (valor da transformação industrial), tarifas e tecnologia. Os dados de capital foram gerados pelo IPEA a partir de dados de investimento da PIA. Esta pesquisa também é a fonte dos dados de produto, obtidos porém no *site* do IBGE. Quanto às informações sobre tarifas, utilizou-se as séries de proteção nominal (pn) e proteção efetiva (pe) oriundas de Kume, Piani & Souza (2000).

Como em Berman, Bound & Griliches (1994), e em artigos baseados neste, a tecnologia é medida pela intensidade de P&D em cada setor e período. Para tanto, duas fontes foram utilizadas. A primeira delas é de responsabilidade da Associação Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento das Empresas Industriais (Anpei) a qual amostra cerca de 400 companhias por ano em diversos setores industriais, entre 1994 e 1998. Como a amostra de firmas é muito restrita, utilizou-se a média temporal simples dos valores de gastos em P&D, faturamento bruto e lucro líquido por setor ao longo do período amostrado, com vistas a atenuar erros de medida. A partir daí, duas medidas de intensidade de P&D foram criadas:¹⁰

$$\text{Anpei - 1} = \frac{\text{Média dos gastos em P \& D do setor}}{\text{Média do faturamento bruto do setor}}$$

$$\text{Anpei - 2} = \frac{\text{Média dos gastos em P \& D do setor}}{\text{Média do lucro líquido do setor}}$$

¹⁰ O lucro líquido possui o inconveniente de apresentar alguns valores negativos. Entretanto, tal variável está altamente correlacionada com faturamento bruto e medidas de valor da transformação industrial.

A segunda fonte é a pesquisa Paep, censo das empresas paulistas, de responsabilidade da Fundação Seade, relativa apenas ao ano de 1996. Apesar das informações estarem restritas a São Paulo, tal Estado abriga parte bastante representativa da manufatura brasileira. Este banco não contém informações sobre o montante gasto em P&D, mas somente se a empresa realiza ou não esta atividade. Assim, a intensidade de P&D é mensurada da seguinte forma:

$$\text{Paep} = \frac{\text{Número de empresas envolvidas com P \& D no setor em 1996}}{\text{Número total de empresas do setor em 1996}}$$

É notável que em ambos os casos a intensidade de P&D é constante ao longo dos anos, variando apenas entre indústrias. A estratégia utilizada para contornar esta dificuldade consistiu em replicar tais observações para todo o período da amostra, com base no fato estilizado observado por Klette & Griliches (2000), que indica que a variável associada a P&D é bastante estável ao longo dos anos, sendo bem explicada por um *random walk*.

Chennells & Van Reenen (1999) argumentam que a medida baseada em P&D apresenta vantagens, pois é cotada em valores monetários, o que fornece uma ponderação natural à intensidade da atividade tecnológica. Ressalte-se que esta não é uma característica da Paep, mas somente da Anpei.

A compatibilização destas diferentes fontes de informação (tabelas A.1 e A.2 do apêndice) resultou em duas amostras acompanhadas entre 1989 e 1997. Na amostra 1 os dados foram agregados em 14 setores, sendo utilizados para as regressões com as medidas de P&D da Anpei. Já a amostra 2 é composta por 12 setores, organizados de acordo com a base da Paep.¹¹

4. ANÁLISE DESCRITIVA

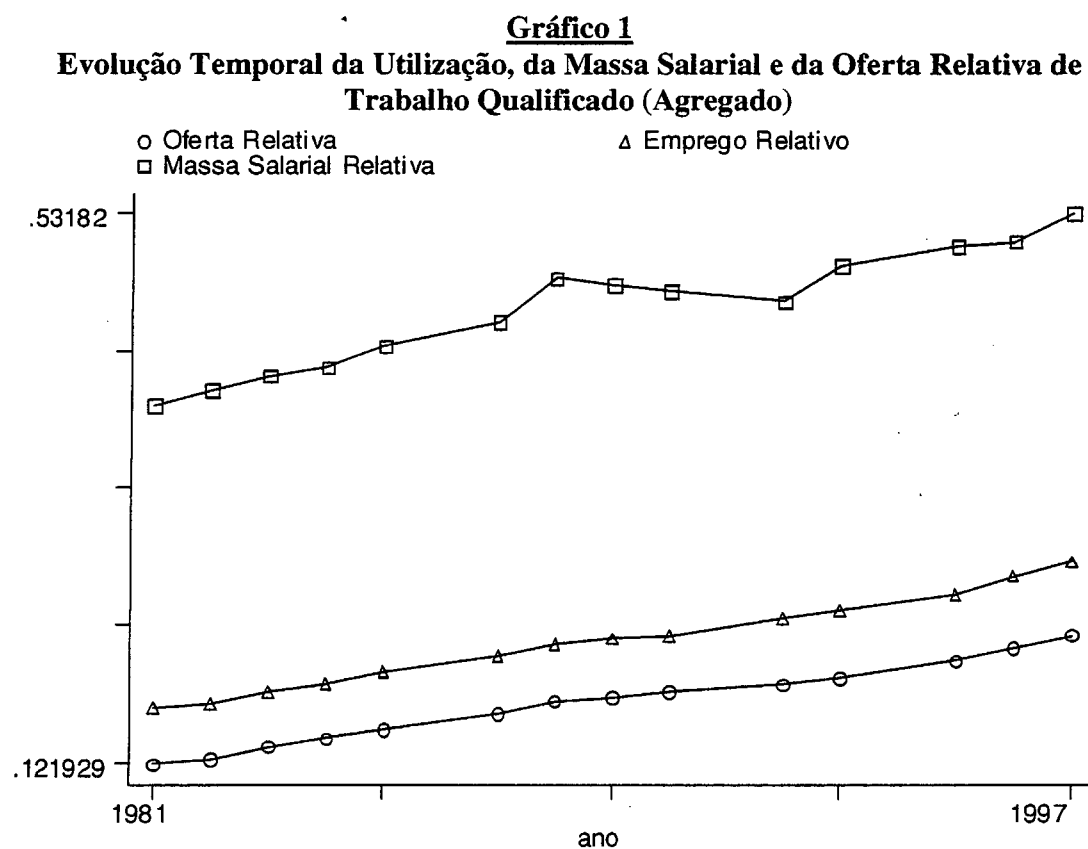
Esta seção busca descrever o perfil temporal da utilização relativa de trabalho qualificado no Brasil, de acordo com os dados da PNAD de 1981 a 1997. Primeiramente, analisamos os setores agregados, para depois focalizar mais

¹¹ Os dados de emprego e massa salarial foram interpolados para 1991 e 1994, por conta da ausência de PNADs em tais anos. O mesmo foi feito com respeito aos dados de valor da transformação industrial, mas a interpolação se deu no log – já que esta variável é utilizada no log nas regressões.

especificamente os setores que compõem a indústria de transformação (manufatura), a qual merece especial ênfase neste artigo. A seguir, decompõe-se a variação do uso relativo de trabalho qualificado nos componentes inter-setorial e intra-setorial, o que permite analisar a influência das possíveis causas do comportamento desta variável.

4.1. Setores Agregados: Oferta e Demanda Relativa de Trabalho Qualificado

O gráfico 1 apresenta a evolução temporal, no agregado, da proporção do emprego composta por trabalhadores qualificados, assim como a parcela da massa salarial total alocada a este fator. Observa-se diretamente que o uso relativo de trabalho qualificado é crescente em todos os anos, sendo as transformações na alocação entre os dois fatores bastante marcantes: em 1981, 16,34% dos indivíduos da amostra pertenciam à categoria trabalho qualificado, enquanto que 38,81% da massa salarial era alocada para este insumo; em 1997, estes números sobem para 27,09% e 53,18% respectivamente.



O padrão de crescimento conjunto das séries de emprego e massa salarial relativa pode sugerir duas interpretações. Por um lado, a maior utilização de qualificados pode estar sendo causada pelo aumento na oferta relativa deste insumo. Neste caso, observar-se-ia queda na remuneração relativa do trabalho qualificado, aumentando relativamente seu emprego. No entanto, este crescimento só é acompanhado pela massa salarial relativa se a elasticidade substituição entre trabalho qualificado e trabalho não qualificado for inferior a 1. O aumento da oferta de qualificados é uma característica do período em foco, como pode ser visualizado no gráfico acima, na série de oferta relativa, a qual considera todos os indivíduos entre 16 e 64 anos, que apresentem ou não rendimentos do trabalho:

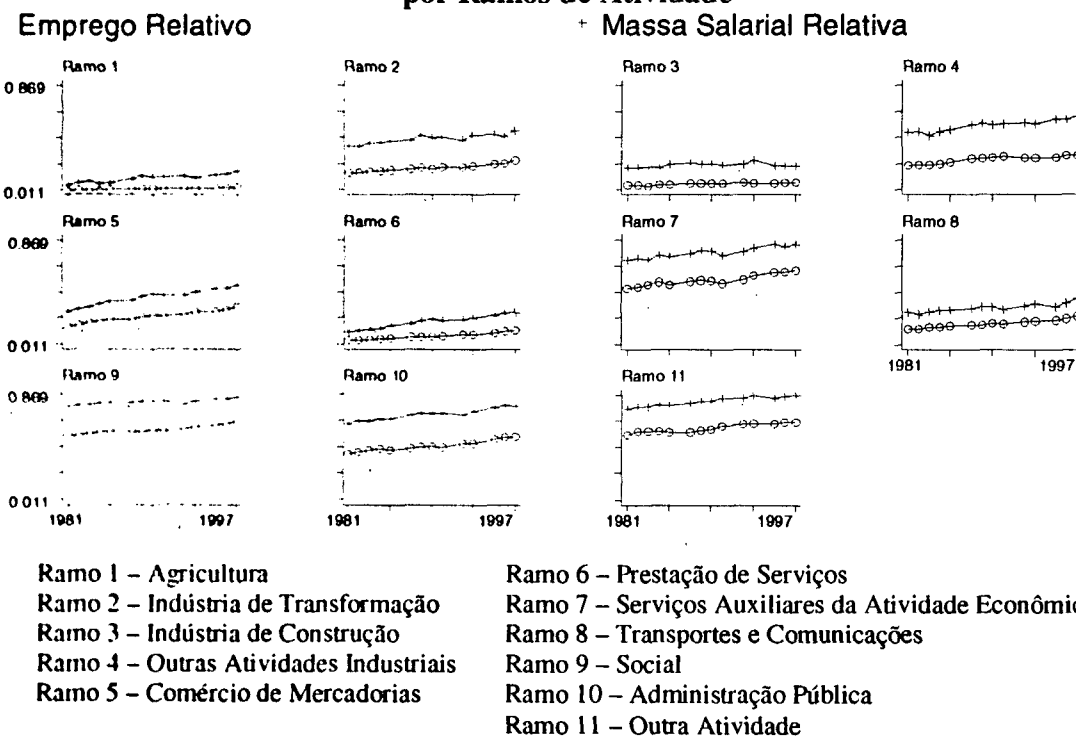
Por outro lado, se a restrição sobre a elasticidade de substituição não for verdadeira, outros fatores estarão influenciando o maior uso relativo de trabalho qualificado que não o preço, fatores estes associados à demanda relativa por qualificação. Em outras palavras, para dados preços dos fatores, as firmas teriam maior incentivo a empregar qualificados, o que magnificaria tanto o uso relativo de trabalho qualificado, como a massa salarial alocada a este fator.

As características do agregado podem também ser reconhecidas nos 11 ramos de atividade da PNAD (gráfico 2). Para todos eles é possível visualizar a mesma tendência de aumento da utilização de trabalho qualificado no tempo (tanto no emprego como na massa salarial), apesar das diferenças de magnitude entre tais ramos.

O mesmo argumento a respeito da elasticidade-substituição dos dois fatores é também válido aqui. Se a variação do emprego de cada ramo fosse dada somente pela oferta relativa de qualificados, em **todos** eles a elasticidade-substituição deveria ser menor que 1. É certo que o grande aumento da oferta importa para explicar o aumento do uso de qualificação. Entretanto, movimentos relacionados a uma maior demanda por qualificados provavelmente são também relevantes: ainda que no agregado a elasticidade-substituição seja menor que 1, é difícil acreditar que todos os ramos de atividade apresentem tal característica.

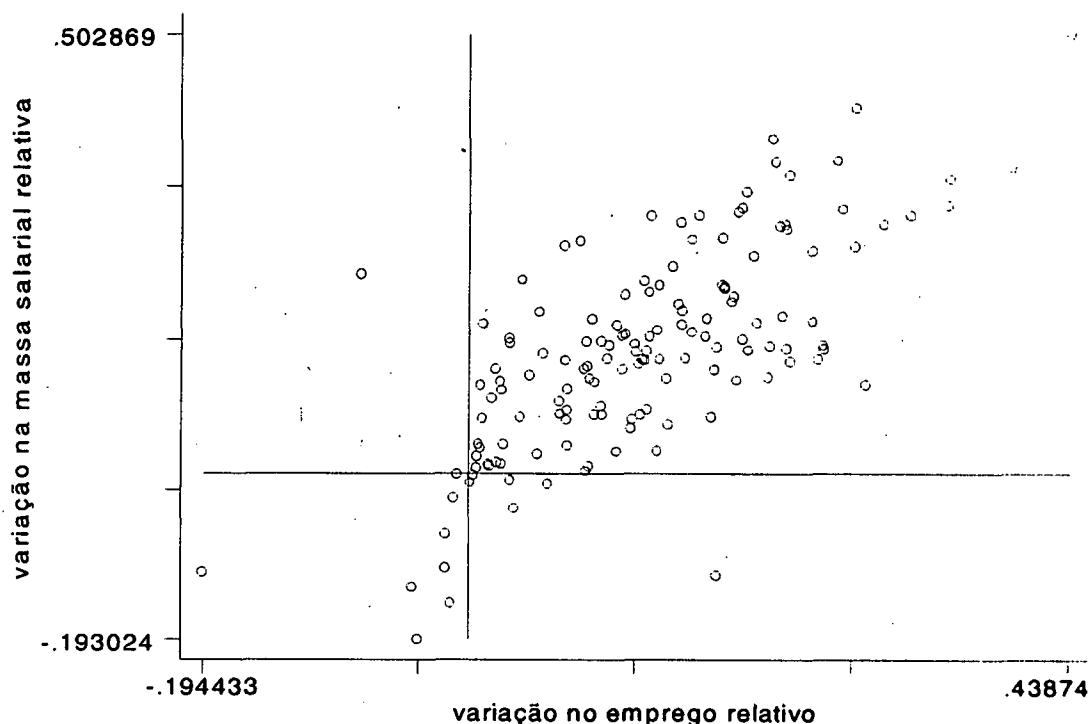
Gráfico 2

Parcela do Número de Trabalhadores e da Massa Salarial alocados a Qualificação por Ramos de Atividade



Observa-se tais movimentos conjuntos de emprego e massa salarial relativa mesmo em graus de desagregação ainda maiores. O gráfico 3 mostra que, para a grande maioria das 143 atividades econômicas da PNAD (ramos de negócio) que puderam ser acompanhadas em todo o período 1981-97, massa salarial e emprego variaram no mesmo sentido. Além disso, para todas estas atividades a correlação entre as duas variáveis em questão mostrou-se positiva e, na grande maioria dos casos, significativa e com alta magnitude.

Gráfico 3
Mudanças no emprego e na massa salarial relativa entre 1981 e 1997
(atividades econômicas)



Uma forma de mensurar a demanda relativa por trabalhadores qualificados segue da idéia de Autor, Katz & Krueger (1997). Supõe-se que a economia possua uma função de produção agregada do tipo CES, mediante a qual se combina trabalho qualificado e trabalho não qualificado. Das condições de custo mínimo decorre que:

$$\ln\left(\frac{w_t^S}{w_t^U}\right) = \frac{1}{\sigma} \left[D_t - \ln\left(\frac{S_t}{U_t}\right) \right]$$

Em que:

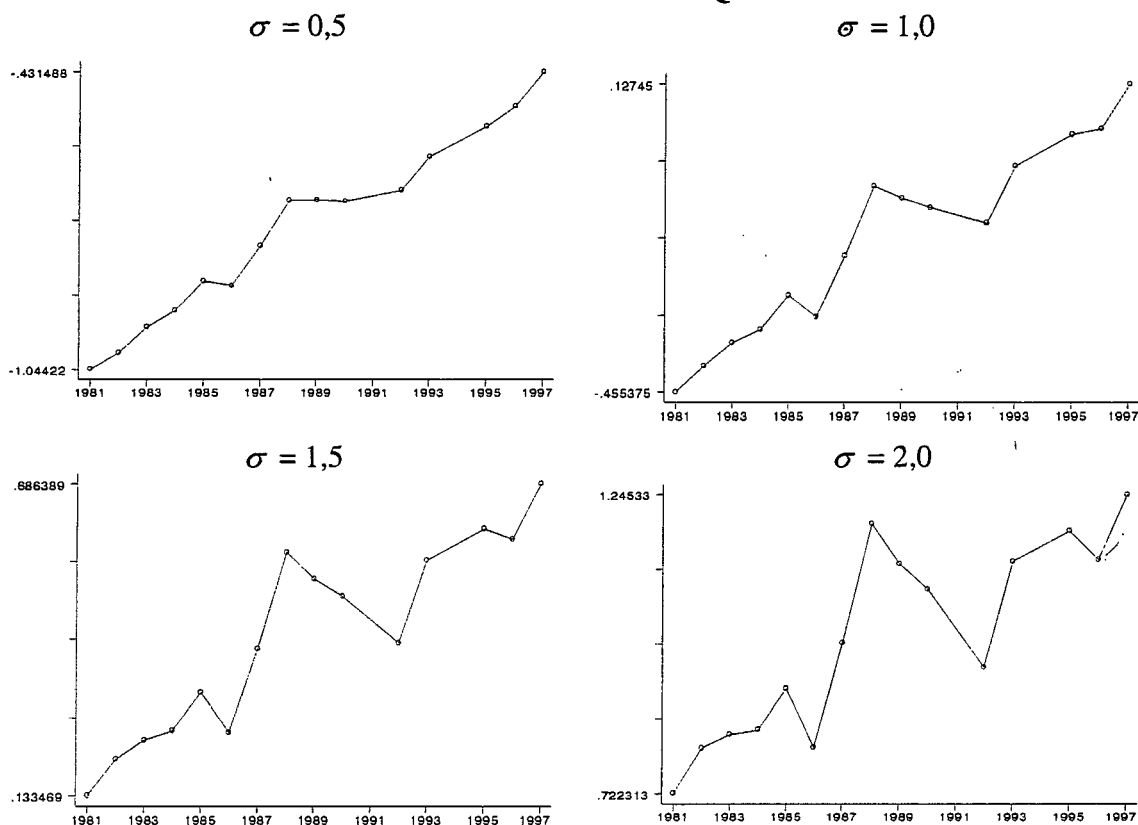
- w_t^S / w_t^U é a razão entre os salários médios do trabalho qualificado e do trabalho não qualificados no ano t ,
- S_t / U_t é a oferta de trabalho qualificado com relação a trabalho não qualificado em t ,
- σ é a elasticidade-substituição entre os dois fatores,
- D_t é o log da demanda de trabalho qualificado com relação a trabalho não qualificado em t .

Resolvendo para a demanda relativa:

$$D_t = \ln\left(\frac{w_t^S \cdot S_t}{w_t^U \cdot U_t}\right) + (\sigma - 1) \cdot \ln\left(\frac{w_t^S}{w_t^U}\right) \quad (1)$$

Na figura a seguir expõe-se os resultados da aplicação de (1) para a economia brasileira como um todo, utilizando valores de σ sugeridos por Autor, Katz & Krueger. Pode-se perceber a tendência de aumento da demanda relativa por trabalhadores mais educados no período em foco mesmo para $\sigma < 1$, situação em que o aumento simultâneo de emprego e massa salarial relativa poderia ser atribuído tão-somente a variações na oferta de qualificação. Ressalte-se que estes resultados não levam em consideração mudanças na composição da força de trabalho, devendo ser encarados apenas como medida descritiva.

Gráfico 4
Demanda Relativa de Trabalho Qualificado



Em suma, a crescente utilização relativa de trabalhadores mais educados é uma característica das últimas duas décadas, tanto para o agregado como para a maioria dos setores desagregados, e movimentos na demanda relativa por trabalhadores deste tipo são aparentemente importantes para explicar este comportamento.

Deve-se ainda notar que o processo de maior uso de trabalho qualificado se dá de maneira mais aguda na década de 90. A tabela A.3 (em apêndice) analisa a variação temporal das séries de emprego e massa salarial relativa em dois períodos em separado, década de 80 (1981-1990) e década de 90 (1992-1997): no agregado, a variação anual média da proporção do emprego (e da massa salarial) alocada a trabalhadores qualificados foi maior neste período do que no anterior.

Além disso, na maioria ramos de atividade expostos é possível observar este fato. Em particular, o ramo associado à indústria de transformação (manufatura), que merece interesse particular deste trabalho, apresenta crescimento positivo em quase todos os anos; adicionalmente, a variação média na parcela de mão-de-obra qualificada utilizada, assim como na parcela da massa salarial dedicada a tal fator, é sensivelmente superior no período 1992-97. Na década de 90 ainda se observa que este ramo apresentou variação média nas duas variáveis superior ao agregado, o que não se verifica no período anterior. A seguir analisa-se de maneira mais desagregada os setores que compõem este ramo.

4.2. Manufatura

Dos setores da PNAD identificados como indústria de transformação, foi possível acompanhar 23 deles ao longo do período considerado. As tabelas A.4 e A.5 trazem algumas informações acerca da utilização relativa de fatores – e como esta evoluiu no tempo – para tais atividades econômicas. As indústrias estão ordenadas decrescentemente de acordo com o emprego relativo em 1981.

Com exceção do setor de couros e peles, para todos os demais observa-se variação positiva no emprego relativo de qualificados, assim como na massa salarial relativa entre 1981 e 1997. O padrão é mais ou menos parecido para os dois subperíodos considerados, mas para a grande maioria das indústrias o processo se dá de maneira mais aguda na década de 90.

Atividades como indústria de fumo, papel/papelão, bebidas, material de transporte, produção de petróleo e material elétrico estão entre as que apresentaram

maior variação nas taxas de uso de trabalho qualificado. Chama a atenção o fato das 4 primeiras serem apenas medianamente intensivas em qualificação no ano de 1981; apesar disso, as indústrias que apresentaram em média maior alteração em suas taxas de utilização de trabalho qualificado foram as mais intensivas neste fator no início do período. A tabela A.5 ilustra este ponto: a correlação entre variação do emprego relativo entre 1981 e 1997 e o nível inicial desta variável mostrou-se positiva e significativa. A mesma correlação estimada para a parcela da massa salarial revelou também sinal positivo, mas não significativa. Resultados semelhantes aparecem para as duas décadas em separado, mas para os anos 80 tais correlações são mais fracas.¹²

Estas observações são ressaltadas pela forte estabilidade, ao longo dos anos escolhidos, do ordenamento dos setores de acordo com o uso relativo dos dois fatores: indústrias de produção de petróleo, farmacêutica/veterinária, editorial/gráfica, química, mecânica e material elétrico, por exemplo, mantêm-se entre as mais intensivas em trabalho qualificado durante o período em foco. Isto pode também ser visualizado na tabela A.5, mais especificamente nas correlações bastante elevadas entre o uso relativo de trabalho qualificado – assim como a proporção da massa salarial dedicada a este fator – nos pontos do tempo considerados (1981, 1992 e 1997).

O interessante é que este processo aparentemente contínuo de aumento da intensidade de uso de qualificação deu-se de maneiras distintas nos anos 80 e nos anos 90, como pode ser visto no gráfico A.1, para a manufatura como um todo. No primeiro período, observa-se aumento na quantidade total empregada dos dois insumos, com o emprego do trabalho qualificado aumentando mais que proporcionalmente ao trabalho não qualificado. Porém, na década de 90, ocorre um aumento mais tímido na utilização bruta de trabalhadores mais educados, ao mesmo tempo em que se verifica queda no uso dos demais trabalhadores.

Estas características estão também presentes nos setores que compõem a manufatura, como mostra a tabela A.6. É típico o exemplo da indústria de fumo, a de maior aumento no uso relativo de qualificação em todo o período: enquanto na década de 80 tal variação se dá principalmente por conta de um brutal crescimento no emprego de qualificados, na década posterior isto se deve a um decréscimo similar do número de não qualificados empregados. Já em outras indústrias, como a de produção de petróleo e

¹² Aparentemente, as indústrias que mais variaram sua intensidade em trabalho qualificado na década de 80 não são as mesmas que o fizeram na década de 90. Isto pode ser observado na fraca correlação entre $s_{90} - s_{81}$ e $s_{97} - s_{82}$ e no fato desta ser negativa entre $W_{90} - W_{81}$ e $W_{97} - W_{82}$.

a têxtil, observa-se queda no emprego dos dois tipos de trabalho, porém muito mais às custas de trabalhadores não qualificados.

Adicionalmente, no que toca ao emprego total, boa parte destes setores apresentou quedas entre 1992 e 1997, sendo que no agregado verifica-se um pequeno acréscimo (0,43% anualizado), o que contrasta com o período 1981-90, em que quase todos os setores registram aumento (com 3,17% de crescimento anualizado no geral). Tal fato é compatível com a perda de importância relativa da manufatura no total de trabalhadores (e da massa salarial) nos anos 90, como pode ser visto no gráfico A.2.

4.3. Decomposição da Variação do Uso Relativo de Qualificados: Efeito Escala e Efeito Substituição

É possível avaliar o aumento no emprego relativo de qualificados (como o verificado nos dados ao longo desta seção) entre dois pontos do tempo através da seguinte decomposição [Berman, Bound & Griliches (1994)]:

$$\Delta s = \sum_i \bar{e}_i \cdot \Delta s_i + \sum_i \bar{s}_i \cdot \Delta e_i \quad (2)$$

Em que:

- s_i é a parcela do emprego do setor i composta por trabalhadores qualificados,
- s é a parcela do emprego total dos setores composta por trabalhadores qualificados,
- e_i é a parcela do emprego total dos setores alocada no setor i ,
- Δ é o operador diferença (entre dois determinados pontos do tempo).

A barra acima das variáveis denota a média temporal destas no período em questão. De acordo com a equação acima, a variação no emprego relativo de trabalho qualificado pode ser decomposta em dois termos: (i) *efeito substituição* (primeira parcela do lado direito de (2)), ou seja, para uma mesma alocação de fatores entre os setores, uma maior utilização relativa de trabalho qualificado por parte das firmas, dada, por exemplo, pelo fato de algum fator ter ficado relativamente mais barato ou mais produtivo; (ii) *efeito escala* (segunda parcela do lado direito de (2)), ou seja, para um dado uso relativo dos fatores, uma expansão relativa dos setores intensivos em trabalho qualificado.

Efetua-se a decomposição acima não só para a manufatura (setores normalmente tidos como *tradables*), mas também para alguns setores considerados *non-tradables* – indústria de construção e setores relacionados à provisão de serviços.¹³ Os resultados estão expostos na tabela 1.

Tabela 1
Decomposição entre Efeito Substituição e Efeito Escala – Emprego Relativo

<i>Manufatura</i>				
<i>Período</i>	<i>Total</i>	<i>Efeito Substituição</i>	<i>Efeito Escala</i>	<i>%Efeito Substituição</i>
1981-90	0,00543	0,00567	-0,00024	104,35%
1992-97	0,01002	0,01000	0,00002	99,82%
1981-97	0,00621	0,00651	-0,00030	104,83%

<i>Non-Tradables</i>				
<i>Período</i>	<i>Total</i>	<i>Efeito Substituição</i>	<i>Efeito Escala</i>	<i>%Efeito Substituição</i>
1980-91	0,00558	0,00554	0,00003	99,38%
1992-97	0,00754	0,00826	-0,00072	109,51%
1981-97	0,00593	0,00651	-0,00058	109,73%

Nota: Devido à inexistência da PNAD de 1991 e ao corte temporal escolhido (1981-90 e 1992-97), a soma dos valores dos dois períodos considerados não bate com o valor do período inteiro. Valores de efeito substituição, efeito escala e total representam variações anuais médias.

É notável que os valores para o efeito escala são bastante limitados para os setores manufatureiros (*tradables*). Tal evidência parece contrariar a idéia que a abertura comercial teria impactos significativos sobre o mercado de trabalho, na medida em que deveria ensejar uma forte realocação de fatores dos setores intensivos em trabalho qualificado para setores intensivos em trabalho não qualificado, ou seja, um efeito escala significativamente negativo em países como o Brasil (relativamente abundante em trabalhadores não qualificados). Em particular, verifica-se um efeito escala pequeno, porém *positivo* no período pós-liberalização comercial (1992-97) – ou seja, um pequeno movimento de fatores para indústrias mais intensivas em qualificação – e negativo no período anterior.

Com relação aos *non-tradables*, pode-se observar que o efeito escala registrou sinal negativo no período 1992-97, e mostrou-se relativamente mais importante do que nos setores manufatureiros. Tal fato aparentemente reforça a idéia de que o estreitamento das relações comerciais com o resto do mundo tem pouco a contribuir para o aumento da utilização relativa de trabalho qualificado nas últimas décadas.

¹³ A denominação de *non-tradables* foi atribuída a 62 ramos de atividade da PNAD (os quais puderam ser comparados durante todo o período 1981-97) referentes a comércio de mercadorias, prestação de serviços,

Na formulação da equação (2), no entanto, o efeito substituição incorpora também a reação das firmas a mudanças nos preços dos fatores. Uma maneira de contornar parcialmente isto consiste em utilizar a parcela da massa salarial alocada a trabalhadores qualificados ao invés do emprego proporcional deste fator, uma vez que, se a elasticidade substituição entre os dois insumos for próxima de 1, variações nas remunerações dos fatores causam pequenas alterações na alocação da massa salarial entre os mesmos. Em outras palavras:

$$\Delta W = \sum_i \bar{E}_i \Delta W_i + \sum_i \bar{W}_i \Delta E_i \quad (3)$$

Onde:

- W_i é a parcela da massa salarial do setor i alocada a trabalhadores qualificados,
- W é a parcela da massa salarial total dos setores alocada a trabalhadores qualificados,
- E_i é a parcela da massa salarial total dos setores alocada no setor i ,

Os resultados seguem na tabela 2.

Tabela 2
Decomposição entre Efeito Substituição e Efeito Escala – Massa Salarial Relativa

<i>Manufatura</i>				
<i>Período</i>	<i>Total</i>	<i>Efeito Substituição</i>	<i>Efeito Escala</i>	<i>%Efeito Substituição</i>
1981-90	0,00764	0,00827	-0,00063	108,20%
1992-97	0,01434	0,01519	-0,00085	105,95%
1981-97	0,00748	0,00816	-0,00068	109,05%

<i>Non-tradables</i>				
<i>Período</i>	<i>Total</i>	<i>Efeito Substituição</i>	<i>Efeito Escala</i>	<i>%Efeito Substituição</i>
1981-90	0,00751	0,00940	-0,00189	125,23%
1992-97	0,00932	0,01123	-0,00191	120,52%
1981-97	0,00750	0,00907	-0,00158	121,02%

Nota: ver tabela 1.

Como esperado, o efeito escala ganha relevância em relação aos dados da tabela 1. Contudo, apesar de negativo, sua magnitude continua restrita em comparação ao efeito substituição, enquanto que a proporção devida ao efeito escala para os anos

serviços auxiliares à atividade econômica, transportes e comunicações, indústria de construção, além de

posteriores à abertura revelou-se inferior aos valores do período anterior a tal evento. Além disso, o efeito escala continua sendo relativamente mais importante em setores *non-tradable* do que na manufatura, o que reforça qualitativamente as conclusões anteriores.

Nos gráficos A.3 e A.4 reporta-se as decomposições descritas em (2) e (3), mas em intervalos de um ano. No que toca aos resultados para emprego relativo, pode-se perceber a mesma predominância do efeito substituição com sinal positivo em quase todos anos. Já o sinal do efeito escala oscila bastante na década de 80, mas na década de 90 é possível estabelecer um certo padrão: até 1993, observa-se valores negativos e até certo ponto fortes, o que pode ser compatível com a hipótese de abertura; porém, nos anos posteriores, o sinal volta a ser positivo e com magnitude particularmente importante no ano de 1997.

O gráfico referente a massa salarial apresenta resultados menos claros, mas ainda com efeitos substituição positivos e de alta magnitude na maioria dos anos considerados. O efeito escala ganha mais importância, mas também muda muito de ano para ano, não sendo possível confirmar o padrão do início da década de 90 encontrado para o emprego relativo. Contudo, nos últimos anos efeitos escala positivos voltam a aparecer, destacando-se em magnitude no ano de 1997.

Machin, Ryan & Van Reenen (1996) realizam esta decomposição para Estados Unidos, Reino Unido, Dinamarca e Suécia, de 1973 a 1989, também chegando a valores expressivos para o efeito substituição. Além disso, avaliam a contribuição de cada setor para a variação do uso (massa salarial) relativo de qualificados a partir da decomposição: os mais relevantes, tanto para a variação total como para a variação intrasetorial, seriam indústria de papel, impressão e publicação, indústria de computadores e máquinas não elétricas, indústria de *professional goods*, sendo estes setores identificados com o uso de alta tecnologia.

Os resultados para o caso brasileiro estão nos gráficos A.5 e A.6. Pode-se visualizar que entre os setores mais importantes está a indústria editorial/gráfica, que também tem papel fundamental nos países acima citados. Contudo, indústrias como alimentos, vestuário e material de transporte, bastante relevantes na manufatura brasileira no período 1981-97, possuem impacto menor nestes mesmos países. É interessante notar que visualmente parece não haver correlação entre contribuição para o efeito total (e efeito substituição) sobre o uso de qualificação e intensidade fatorial em

quaisquer dos períodos focalizados: observa-se contribuições fortes em indústrias de alta, média e baixa intensidade em qualificados. De fato, todas as correlações entre efeitos substituição e uso relativo de trabalhadores mais educados (tabela A.7) são não significantes.¹⁴

Adicionalmente, os setores que mais contribuíram para tal variação nas duas décadas em separado são aparentemente os mesmos, dada a alta correlação entre os efeitos substituição dos dois períodos. Por exemplo, setores como produção de alimentos e material elétrico estão entre os principais contribuintes tanto nos anos 80 como nos 90. Mesmo assim, aparecem casos como os das indústrias mecânica e material de transporte, bastante relevantes apenas na década de 90, e o da indústria metalúrgica, na qual ocorre o contrário.

Pode-se argumentar que os valores baixos dos efeitos escala podem ser resultantes da dotação intermediária do Brasil, uma vez que os fatores poderiam estar se deslocando para setores medianamente intensivos em qualificação, isto é, efeitos escala altos e positivos para tais setores. Este também não parece ser o caso aqui, como pode ser visto nos gráficos abaixo (lembrando que as indústrias estão ordenadas decrescentemente pelo emprego relativo em 1981).

5. ABERTURA, TECNOLOGIA E QUALIFICAÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA A MANUFATURA BRASILEIRA

De acordo com os resultados anteriores, parece inegável o aumento do uso de trabalho qualificado, tanto no agregado como vários setores em particular. Além disso, a maior parte desta variação deu-se de maneira intrasetorial. Esta evidência é particularmente contrária à hipótese de que o modelo de Heckscher-Ohlin seria importante para explicar tais movimentos, uma vez que se deveria observar variações na demanda relativa como resultado do movimento de fatores para setores com maior ou menor intensidade em qualificação, ou seja, fortes movimentos intersetoriais.

Por outro lado, caso se acreditar que houve movimentos relevantes na demanda relativa por qualificação, tais fatos sinalizariam que esta demanda também seria refletida dentro dos setores, de modo que estes seriam incentivados a contratar relativamente mais trabalho qualificado.

¹⁴ Resultados semelhantes podem ser observados para a decomposição com a massa salarial relativa.

A presente seção busca explicar esta mudança, considerando principalmente o impacto da tecnologia sobre o uso de qualificação, o que pode fornecer evidências de progresso técnico viesado para trabalho qualificado. Além disso, enfoca-se a influência do capital físico – dentro da idéia de complementaridade entre este fator e o trabalho qualificado – e das quedas de tarifas neste processo.

5.1. Correlações

Na tabela A.8 são apresentadas algumas correlações em níveis entre as principais variáveis envolvidas neste estudo. Faz-se uso da amostra compatível com os dados de P&D da Paep, agregando devidamente os dados da Anpei de modo que o banco se torne compatível, entre os anos de 1989 e 1997.

Alguns resultados são bastante interessantes. Nota-se, por exemplo, que as indústrias mais intensivas em P&D são em média aquelas que utilizam relativamente mais trabalhadores qualificados, dadas as correlações positivas e em sua maioria significantes entre as variáveis tecnológicas e as medidas de intensidade em qualificação. As variáveis que medem a intensidade de P&D também apresentam correlações relativamente altas entre si.¹⁵

Adicionalmente, é possível perceber que os setores mais intensivos em tecnologia, nos quais teoricamente o Brasil não possui vantagem comparativa, são também os em média mais protegidos da competição externa. Não é possível dizer o mesmo acerca das indústrias intensivas em qualificação: as correlações são muito fracas.

Já as correlações expostas na tabela A.9 enfocam as mudanças destas variáveis entre 1989 e 1997 (representadas por Δ). Considera-se também dois subperíodos: 1989-93 e 1994-97. O resultado mais surpreendente está no fato da proteção ter caído menos nas indústrias intensivas em tecnologia e em trabalhadores qualificados no período todo. Isto vai contra o esperado para um país subdesenvolvido que sofre um processo de abertura, durante o qual derrubaria as tarifas sobretudo nos setores intensivos nos fatores não abundantes (tecnologia e trabalho qualificado).

¹⁵ Tais correlações são estatisticamente significantes por conta do fato destas variáveis serem iguais para todos os anos, o que aumenta artificialmente a amostra. Se se considerar a correlação em apenas um ano específico a significância desaparece (dado que se tem apenas 12 observações), mas a magnitude permanece relativamente alta.

Ainda assim, estas correlações devem ser vistas com cautela, dado que a amostra é muito pequena (12 observações). Além disso, esta evidência não é confirmada quando se considera o subperíodo 1994-97, principalmente porque a proteção nominal parece ter diminuído mais nos setores intensivos nos fatores teoricamente escassos. Porém a proteção efetiva mantém os sinais do período 1989-97.

Deve-se ressaltar também que, entre 1989 e 1997, os maiores aumentos em uso relativo de qualificação deram-se nas indústrias mais intensivas em P&D e naquelas que registraram menores quedas de tarifas. Contudo tais resultados são bastante inconclusivos quando se considera as correlações nos subperíodos.

5.2. Modelo Econométrico

A abordagem que utilizamos segue de perto a proposta por Machin, Ryan & Van Reenen (1996). Supõe-se que as firmas de cada setor i , a cada ano t , minimizem uma função custo translog $C(\ln w_{it}^S, \ln w_{it}^U, \ln K_{it}, TEC_{it})$, em que:

w_{it}^S é o salário médio dos trabalhadores qualificados na indústria i , ano t ,

w_{it}^U é o salário médio dos trabalhadores não qualificados na indústria i , ano t ,

K_{it} é o estoque de capital físico da indústria i , ano t ,

TEC_{it} representa a tecnologia da indústria i , ano t .

Tecnologia e capital são tratados como insumos quase fixos. Pelo lema de Shephard, chega-se a:

$$W_{it} = \mu_i + \beta_0 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln(w_{it}^S / w_{it}^U) + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 TEC_{it}$$

Sendo que W_{it} é a parcela da massa salarial dedicada ao fator trabalho qualificado na indústria i , ano t , μ_i denota o efeito individual específico do setor i , invariante no tempo, e Y_{it} representa o valor da transformação industrial do setor i , ano t . Valores positivos para β_2 indicam complementaridade entre capital físico e trabalho qualificado, enquanto que $\beta_3 > 0$ significa tecnologia viesada para qualificação. Extraindo primeiras diferenças (representadas por Δ), e incluindo um termo de erro aleatório não autocorrelacionado u_{it} :

$$\Delta W_{it} = \beta_0 \Delta \ln Y_{it} + \beta_1 \Delta \ln(w_{it}^S / w_{it}^U) + \beta_2 \Delta K_{it} + \beta_3 P\&D_i + \beta_4 D_t + u_{it} \quad (4)$$

Em que D_t são dummies anuais, incluídas para captar choques comuns a todos os setores em determinado ano t . Dada a provável endogeneidade do salário relativo, Machin, Ryan & Van Reenen sugerem este regressor poderia ser excluído de (4). Tal estratégia está baseada na hipótese de que as remunerações movem-se de maneira bastante parecida entre os setores, de modo que o efeito desta variável já estaria sendo captado pelas *dummies*.¹⁶ De qualquer forma, estimaremos a equação com e sem o termo referente aos salários.

Já $P\&D_i$ representa intensidade de P&D da indústria i , que constitui uma *proxy* para a mudança tecnológica anual. Como já discutido anteriormente, tal variável não varia entre os anos, seguindo a hipótese de que seja bem aproximada por um *random walk*.

Chennells & Van Reenen (1999) admitem a possibilidade da tecnologia ser endógena, uma vez que as empresas poderiam adotar métodos mais avançados como resposta a uma mão-de-obra melhor qualificada. Mas segundo os mesmos autores, este problema não é muito sério se os dados estão em primeiras diferenças (como no caso deste artigo), principalmente porque a hipótese de tecnologia fixa é mais plausível em períodos de tempo curtos.

Outra questão acerca da especificação de (4) advém de dupla contagem: trabalhadores contratados para atividades de P&D são também altamente qualificados, o que pode gerar uma correlação natural entre a variável tecnológica e o uso de relativo de qualificação. Contudo, isto também não constitui um problema, já que os trabalhadores envolvidos com P&D são uma parcela muito pequena do total.

A estimação se dá por mínimos quadrados ponderados, sendo a proporção da massa salarial total dos setores alocada no setor i , ano t , a ponderação utilizada na equação (4). Considera-se as duas amostras não só durante o período 1989-97, mas também no subperíodo 1994-97, caracterizado por uma maior estabilidade econômica, retomada dos investimentos e entrada de capital externo quando comparado ao anos anteriores.

¹⁶ Supor que os salários são equalizados na economia (como no modelo de comércio internacional discutido na seção 2) também poderia justificar tal estratégia, mas a hipótese acima é mais fraca.

Apesar de não decorrer diretamente da teoria, estima-se também a equação (4) com o emprego relativo de qualificados em lugar da massa salarial relativa, o que atenuaria o problema de endogeneidade do salário relativo. As interpretações dos coeficientes β_2 e β_3 não mudam. Neste caso, os pesos são dados pela proporção do número de trabalhadores totais alocada no setor i .

Nas tabelas 3 e 4 são apresentados os resultados da regressão (4) para os períodos 1989-97 e para o subperíodo 1994-97. Considera-se emprego relativo e massa salarial relativa como variáveis dependentes, para as três medidas de intensidade de P&D. Além disso, as regressões são realizadas com e sem o termo dos salários relativos. Valores entre parênteses representam *p-values*.

Para o período como um todo, a relação entre a variável tecnológica e as medidas de uso de qualificação é muito fraca, dada a baixa significância dos coeficientes associados à intensidade de P&D. Contudo, entre 1994 e 1997 a evidência de viés tecnológico para o trabalho qualificado aparece com força, sendo que *P&D* é positivamente correlacionado tanto com o emprego como com a massa salarial relativa para as 3 medidas desta variável consideradas. Note-se que a inclusão dos salários relativos é aparentemente importante para gerar tais resultados, implicação que discutiremos mais a fundo posteriormente.

Outro fato interessante a ser ressaltado está na alta correlação do capital físico tanto com emprego como com massa salarial relativa, o que traz indícios de complementaridade entre este fator e o trabalho qualificado no período 1989-97. Esta significância não é encontrada em outros subperíodos.

Tabela 3
Resultados da Estimação de (4)
Variável Dependente: $\Delta(\text{Emprego Relativo})$

Intensidade de P&D = Anpei-1				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>P&D</i>	0,2033 (0,501)	0,1998 (0,511)	0,5136 (0,233)	0,7804 (0,073)
$\Delta \ln K$	0,0664 (0,046)	0,0660 (0,049)	0,0269 (0,804)	0,0131 (0,900)
$\Delta \ln Y$	-0,0064 (0,594)	-0,0066 (0,583)	-0,0058 (0,700)	0,0017 (0,907)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	—	-0,0031 (0,780)	—	0,0397 (0,030)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97
<i>N</i>	126	126	56	56
Intensidade de P&D = Anpei-2				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>P&D</i>	0,0060 (0,129)	0,0060 (0,128)	0,0105 (0,067)	0,0136 (0,018)
$\Delta \ln K$	0,0680 (0,034)	0,0676 (0,036)	-0,0047 (0,963)	-0,0372 (0,703)
$\Delta \ln Y$	-0,0076 (0,524)	-0,0079 (0,511)	-0,0094 (0,529)	-0,0029 (0,844)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	—	-0,0040 (0,720)	—	0,0402 (0,023)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97
<i>N</i>	126	126	56	56
Intensidade de P&D = Paep				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>P&D</i>	0,0273 (0,097)	0,0273 (0,099)	0,0509 (0,026)	0,0581 (0,010)
$\Delta \ln K$	0,0949 (0,036)	0,0950 (0,037)	-0,0143 (0,922)	-0,0152 (0,914)
$\Delta \ln Y$	-0,0142 (0,343)	-0,0144 (0,340)	-0,0198 (0,313)	-0,0170 (0,373)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	—	-0,0019 (0,872)	—	0,0336 (0,063)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97
<i>N</i>	108	108	48	48

Nota: Valores entre parênteses são *p-values*. Todas as regressões incluem *dummies* anuais.

Tabela 4
Resultados da Estimação de (4)
Variável Dependente: Δ (Massa Salarial Relativa)

Intensidade de P&D = Anpei-1				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>P&D</i>	0,5781 (0,431)	0,2014 (0,629)	-0,7743 (0,488)	1,0822 (0,056)
$\Delta \ln K$	0,0949 (0,292)	0,0987 (0,054)	-0,0340 (0,906)	-0,0204 (0,883)
$\Delta \ln Y$	-0,0244 (0,455)	-0,0195 (0,293)	-0,0362 (0,307)	0,0039 (0,849)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	—	0,2225 (0,000)	—	0,2837 (0,000)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97
<i>N</i>	126	126	56	56

Intensidade de P&D = Anpei-2				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>P&D</i>	0,0120 (0,115)	0,0046 (0,287)	-0,0052 (0,688)	0,0147 (0,022)
$\Delta \ln K$	0,0774 (0,387)	0,0921 (0,072)	0,000 (1,000)	-0,1263 (0,385)
$\Delta \ln Y$	-0,0275 (0,396)	-0,0207 (0,263)	-0,0353 (0,403)	-0,0002 (0,992)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	—	0,2212 (0,000)	—	0,2848 (0,000)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97
<i>N</i>	126	126	56	56

Intensidade de P&D = Paep				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>P&D</i>	0,0442 (0,204)	0,0293 (0,132)	0,0061 (0,910)	0,0704 (0,008)
$\Delta \ln K$	0,1380 (0,206)	0,1193 (0,051)	-0,1836 (0,605)	0,0193 (0,906)
$\Delta \ln Y$	-0,0381 (0,329)	-0,0277 (0,203)	-0,0370 (0,480)	-0,0158 (0,513)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	—	0,2213 (0,000)	—	0,2825 (0,000)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97
<i>N</i>	108	108	48	48

Nota: Valores entre parênteses são *p-values*. Todas as regressões incluem *dummies* anuais.

Surpreendentemente, o coeficiente dos salários relativos aparece com sinal positivo e significativo quando a variável dependente é o emprego relativo, o que pode sugerir que algum outro componente importante na demanda relativa por qualificação não esteja especificado no modelo. Entretanto, deve-se levar em conta que, mesmo na regressão com emprego relativo, possivelmente haverá problemas de endogeneidade, dado que preços (salários) e quantidades (emprego) são determinados simultaneamente.

Tarifas

Consideramos também a hipótese de que as quedas das barreiras ao comércio tenham influenciado a decisão das firmas de contratar relativamente mais trabalhadores qualificados. Note-se que isto não tem relação direta com os resultados do modelo de Heckscher-Ohlin, o qual prevê que os impactos sobre o emprego dos fatores dar-se-iam somente por meio dos preços relativos destes (salário relativo), variável já incluída no modelo. Na verdade, esta hipótese pode estar mais intimamente ligada à idéia de que a maior a exposição à competição externa poderia forçar as empresas a adotarem métodos organizacionais e de produção mais modernos, os quais poderiam estar associados a um maior uso relativo de qualificação [Wood (1995)]. Isto seria também coerente com o aumento no uso de qualificados dado sobretudo dentro dos setores.

Assim, inclui-se separadamente no modelo (4) a primeira diferença do log da proteção nominal e a primeira diferença do log da proteção efetiva. Espera-se que quanto maior a queda na proteção, maior o aumento no uso relativo de qualificados, isto é, um sinal negativo para o coeficiente desta variável. Em adição aos exercícios anteriores, considera-se também o subperíodo 1990-93, em que as quedas de tarifas processaram-se em um ambiente instável e recessivo. As tabelas A.10 a A.13 expõem os resultados.

Na maioria dos casos os sinais dos coeficientes da proteção nominal ficam dentro do esperado quando se inclui os salários relativos na regressão. Porém para o período como um todo (e em especial para 1994-97), são muito pouco significantes. Já a proteção efetiva apresenta efeitos bastante fortes e negativos sobre a massa salarial relativa, mas esta correlação torna-se não significativa quando os salários relativos são especificados no modelo.

Por outro lado, alguma significância surge no período 1990-93, mesmo após a inclusão dos salários, quando a intensidade de P&D é representada por Anpei-1 ou Anpei-2. Os coeficientes da proteção nominal são significantes a 10% para as duas variáveis dependentes, enquanto que isto se verifica somente para a massa salarial quando a proteção efetiva é tida como regressor. Entretanto, estes resultados não são muito robustos, visto que a significância desaparece, apesar de os sinais se manterem, quando a medida de intensidade de P&D passa a ser a da Paep.

Deve-se notar também que o coeficiente do capital físico para todo o período, e o coeficiente da intensidade de P&D para 1994-97 são robustos à inclusão das variáveis de proteção nominal e efetiva. Além disso, em alguns casos chega-se a ganhar ainda alguma significância.

Salários Relativos

Como visto anteriormente, a inclusão dos salários relativos no modelo (4) afeta sobremaneira os resultados obtidos. Por exemplo, sem este termo, o coeficiente intensidade de P&D é pouco significativo no período 1994-97 e chega a ser negativo quando a variável dependente é a massa salarial relativa. Por outro lado, a correlação entre proteção efetiva e massa salarial relativa é altíssima, mas desaparece quando os salários entram na regressão. Ou seja, estas variáveis devem estar captando, de alguma forma, variações de salários relativos quando estes estão excluídos do modelo.

Com base nisso, a seguinte regressão é proposta:

$$\Delta \ln(w^S / w^U)_{it} = \gamma_0 \cdot P \& D_i + \gamma_1 \cdot \Delta \ln(pe)_{it} + \gamma_2 \cdot D_i + u_{it} \quad (5)$$

Considera-se também a proteção nominal em lugar da proteção efetiva, mas os resultados são menos interessantes. Ressalte-se que a equação acima não decorre do modelo em questão, sendo que os coeficientes devem ser vistos apenas como correlações parciais. Os resultados estão na tabela A.14.

É notável que, entre 1994 e 1997, os salários relativos subiram menos nos setores mais intensivos em P&D, como pode ser visto nas correlações negativas entre as

duas variáveis (resultados menos claros na amostra da Paep).¹⁷ Em outras palavras, o coeficiente do P&D na coluna (3) na tabela 3 não está captando apenas a substituição de fatores dada pela tecnologia, mas também o efeito dos salários relativos, o que condiciona sua baixa significância. Isto é mais marcante no caso em que a massa salarial é variável dependente: os sinais negativos dos coeficientes da coluna (3) na tabela 4 (como exceção da amostra da Paep) refletem em parte as mudanças nos salários. A inclusão desta variável nas regressões corrige os sinais e fornece alta significância aos coeficientes da intensidade de P&D.

Além disso, a tabela A.14 informa que, para o período 1989-97 e para o subperíodo 1994-97, os salários relativos subiram mais nas indústrias em que as quedas de proteção efetiva foram mais acentuadas.¹⁸ Isto também explica a alta correlação entre massa salarial relativa e proteção efetiva, como nas colunas (1), (3) e (5) da tabela A.13. Na verdade, esta última variável estaria “imitando” os movimentos dos salários relativos nestas regressões, uma vez que a inclusão dos mesmos leva a correlação original à insignificância.

Resumo e Interpretação dos Resultados

Talvez o principal resultado por nós encontrado está na evidência de complementaridade entre tecnologia e trabalho qualificado entre 1994 e 1997, a qual se mostrou robusta a diferentes fontes dos dados de intensidade de P&D e inclusão de tarifas na regressão. Isto pode sugerir que o período 1994-97 poderia ter favorecido o efeito da tecnologia, já que é marcado por uma maior estabilidade, retomada dos investimentos e maior entrada de capital externo, quando comparado aos anos de recessão imediatamente anteriores.

É tentador, pois, atribuir os movimentos ocorridos no mercado de trabalho principalmente à queda de tarifas nos anos logo após ao início da abertura (1990-93) e à mudança tecnológica no período pós-1994. Entretanto, algum cuidado deve ser tomado, uma vez que a correlação entre tarifas e uso de qualificação no primeiro período é pouco robusta. Além disso, os dados de intensidade de P&D utilizados são referentes justamente ao período em que seu coeficiente mostrou-se altamente significativo: os

¹⁷ O interessante é que no período anterior (1990-93) ocorre o contrário: os salários relativos crescem mais rapidamente nos setores mais intensivos em tecnologia.

¹⁸ O resultados com proteção nominal em lugar da efetiva não sinalizam na mesma direção.

dados da Anpei foram construídos a partir da média das observações entre 1994 e 1998 e os dados da Paep são referentes ao ano de 1996. A tecnologia poderia até ser viesada nos anos anteriores, mas a distância temporal da medida estaria escondendo uma correlação mais alta.

A evidência de complementaridade entre capital físico e trabalho qualificado também se constitui um resultado importante desta dissertação. A correlação entre as duas variáveis aparece com bastante robustez no período como um todo, apesar de não ser confirmada nos subperíodos considerados. Vale frisar que este efeito também pode estar refletindo impactos da tecnologia, na medida que o capital físico (principalmente as gerações mais novas) passam a incorporar parte da mudança tecnológica.

Por fim, deve-se ressaltar a relevância dos salários relativos para que as correlações acima apareçam com a significância desejada. Ou seja, não parece ser válida para o Brasil a hipótese de que os salários movem-se de maneira semelhante entre os setores, de modo que poderiam ser captados pelas *dummies* de tempo. Isto contraria os resultados de Machin, Ryan & Van Reenen (1996) e outros artigos referentes a países desenvolvidos, para os quais a significância da intensidade de P&D é pouco afetada pela inclusão do termo dos salários.

Em suma, parece que choques afetam de maneira diferenciada os dois fatores de produção – trabalho qualificado e trabalho não qualificado. Entretanto, elementos específicos a cada indústria são aparentemente também importantes para determinar as remunerações, de modo que não haveria evidência de equalização imediata (nem pelo menos um movimento semelhante) dos salários relativos entre os setores. Tal fato poderia resultar, por exemplo, da falta de mobilidade intersetorial de trabalhadores, agravado pelo curto horizonte de tempo focalizado, de modo que os movimentos nos salários podem estar representando ajustamentos de curto prazo de cada indústria aos choques sofridos. Isto parece ser uma característica da economia brasileira, marcada por choques de alta variância e mais persistentes, ao contrário das economias desenvolvidas em que estes movimentos seriam de menor magnitude, tendendo a se dissipar mais rapidamente.

6. CONCLUSÃO

Ao longo deste trabalho, constatou-se que a utilização de trabalho qualificado, tanto na proporção de trabalhadores empregados como na massa salarial dedicada a tal fator, apresentou significativo aumento nas décadas de 80 e 90. Esta tendência não ficou restrita ao agregado, mas esteve presente em diversos níveis mais desagregados da atividade econômica.

Naturalmente, questiona-se se estes movimentos têm origem no grande aumento da oferta de qualificados ocorrido ao longo dos últimos anos, ou se uma maior demanda por trabalho qualificado teria também relevância. Argumentamos que choques na demanda relativa de trabalho qualificado teriam sua importância na determinação do emprego relativo de qualificação. Esta variável e a de massa salarial relativa andam juntas tanto no agregado como em diversos setores em particular. Tal comportamento conjunto só seria compatível com choques unicamente do lado da oferta se todos os setores observados apresentassem elasticidade-substituição entre trabalho qualificado e não qualificado menor que 1.

Se esta interpretação estiver correta, o que teria levado esta demanda a aumentar? A decomposição da variação do emprego relativo e da massa salarial nos componentes intersetorial e intrasetorial (com este último sendo muito mais importante), dá uma indicação de que a abertura comercial, via modelo de Heckscher-Ohlin, não parece ser uma boa explicação. Outros elementos, como progresso técnico viesado para trabalho qualificado, complementaridade entre qualificação e capital físico, ou a influência das quedas de tarifas (forçando as firmas a adotarem métodos mais modernos, os quais estariam relacionados a uma maior utilização de qualificados) poderiam ser respostas mais compatíveis com esta evidência.

Neste sentido, procedemos à estimação de um modelo econométrico que realiza a ligação entre o uso de qualificação, tecnologia, capital físico e tarifas. Tanto o emprego relativo como a massa salarial relativa revelaram-se positivamente relacionadas com a variável tecnológica para o período 1994-97, o que parece influenciar seu comportamento conjunto. É possível ainda que tal correlação estenda-se para todo o período 1989-97, já que as *proxies* de tecnologia dizem respeito ao subperíodo posterior a 1994.

As estimativas ainda mostraram relação positiva entre estoque de capital e uso de qualificação entre 1989 e 1997, o que pode estar refletindo complementaridade entre capital físico e trabalho qualificado. Isto pode também estar relacionado aos impactos da tecnologia, uma vez que esta pode estar sendo incorporada aos bens de capital, sobretudo em suas gerações mais recentes. Já o efeito das tarifas mostrou-se mais forte entre 1990 e 1993, mas os resultados são pouco robustos.

A conexão entre progresso técnico e uso de qualificação é também verificada para diversos outros países, principalmente os mais desenvolvidos, como destacado no primeiro capítulo desta dissertação. Resta analisar em que medida a mudança ocorrida no Brasil está relacionada à observada por estes países.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARBACHE, Jorge Saba. Os Efeitos da Globalização nos Salários e o Caso do Brasil. *Economia*, v. 1, nº 1, p. 59-92, 2000.

ARBACHE, Jorge Saba & CORSEUIL, Carlos Henrique. Liberalização Comercial e Estrutura de Emprego e Salários. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*, Anpec, 2000.

AUTOR, David H.; KATZ, Lawrence F. & KRUEGER, Alan B. Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Markets? *NBER Working Papers Series*, nº 5956, 1997.

BERMAN, Eli; BOUND, John & GRILICHES, Zvi. Changes in the Demand for Skilled Labor within U. S. Manufacturing Industries: Evidence from the Annual Survey of Manufacturing. *Quarterly Journal of Economics*, v. CIX, p. 367-398, 1994.

BERMAN, Eli; BOUND, John & MACHIN, Stephen. Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, nº 4, p. 1245-1279, 1998.

BERMAN, Eli & MACHIN, Stephen. Skill-Biased Technology Transfer: Evidence of Factor Biased Technological Change in Developing Countries. Mimeo, 2000.

BURTLESS, Gary. International Trade and the Rise in Earnings Inequality. *Journal of Economic Literature*, v. XXXIII, n° 2, p. 800-816, 1995.

CHENNELL, Lucy & VAN REENEN, Jonh. Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Econometric Survey of the Effects of Technical Change on the Structure of Pays and Jobs. *IFS Working Paper Series*, n° W99/27, 1999.

DESJONQUERES, Thibaut; MACHIN, Stephen & VAN REEENEN, John. Another Nail in the Coffin? Or Can the Trade Based Explanation of Changing Skill Structures Be Resurrected? *Scandinavian Journal of Economics*, v. 101, n° 4, p. 533-554, 1999.

FREEMAN, Richard B. Are Your Wages Set in Beijing? *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n° 3, p. 15-32, 1995.

GREEN, Francis; DICKERSON, Andy & ARBACHE, Jorge Saba. A Picture of Wage Inequality and the Allocation of Labour Through a Period of Trade Liberalisation: the Case of Brazil. Mimeo, University of Kent at Canterbury, 2000.

KLETTE, Tor Jakob & GRILICHES, Zvi. Empirical Patterns of Firm Growth and R&D Investment: A Quality Ladder Model Interpretation. *Economic Journal*, v. 110, p. 363-367, 2000.

JOHNSON, George & STAFFORD, Frank. The Labor Market Implications of International Trade. ASHENFELTER, Orley & CARD, David. *Handbook of Labor Economics*. Elsevier, v. 3, p. 2215-2288, 1999.

JONES, Ronald W. The Structure of Simple General Equilibrium Models. *Journal of Political Economy*, v. 73, p. 557-572, 1965.

KRUGMAN, Paul. Technology, Trade and Factor Prices. *NBER Working Paper Series*, n° 5355, 1995.

LEAMER, Edward E. Trade, Wages and Revolving Door Ideas. *NBER Working Paper Series*, nº 4716, 1994.

MACHADO, Ana Flávia & MOREIRA, Maurício Mesquita. Os Impactos da Abertura Comercial sobre a Remuneração Relativa do Trabalho no Brasil. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*, Anpec, 2000.

MACHIN, Stephen; RYAN, Annette & VAN REENEN, John. Technology and Change in Skill Structure: Evidence from an International Panel of Industries. *IFS Working Paper Series*, nº W96/6, 1996.

ROBBINS, Donald J. HOS Hits Facts: Facts Win; Evidence on Trade and Wages in the Developing World. *Development Discussion Papers*, nº 557, Harvard Institute for International Development, 1996.

ROSSI, Jr., José Luiz & FERREIRA, Pedro Cavalcanti. Evolução da Produtividade Industrial Brasileira e Abertura Comercial. *Texto para Discussão*, Ipea, nº 651, 1999.

WOOD, Adrian. *North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*. Oxford: Clarendon, 1994.

WOOD, Adrian. How Trade Hurt Unskilled Workers. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, nº 3, p.57-80, 1995.

WOOD, Adrian. Openness and Wage Inequality in Developing Countries: The Latin American Challenge to East Asian Conventional Wisdom. *The World Bank Economic Review*, v. 11, nº 11, p.32-57, 1997.

Tabela A.1
Compatibilização – Amostra 1

	Capital	PIA	Tarifas	ANPEI	PNAD
1	1-Não Metálicos	1-Minerais não metálicos	4-Minerais não Metálicos	32-Produtos de Pedra, Cerâmica e Vidro	100-Indústria de Transformação – Minerais não Metálicos
2	2-Metalurgia	2-Metalurgia	5-Siderurgia 6-Metalurgia de não-ferrosos 7-Outros produtos metalúrgicos	33-Indústrias de Metal Primário 34-Produtos Fabricados de Metal, exceto Máquinas e Equipamentos de Transporte	110-Indústrias Metalúrgicas
3	3-Máquinas	3-Mecânica	8-Máquinas e Tratores	35-Máquinas Industriais e Comerciais e Equipamentos de Computação 38-Instrumentos de Medição, Análise e Controle; Artigos Fotográficos, Médicos e Óticos; Relógios	120-Indústrias Mecânicas
4	4-Equipamentos Elétricos	4-Eleto-Eletrônicos	10-Material Elétrico 11-Equipamentos Eletrônicos	36-Equipamentos e Componentes Eletrônicos e Outros Equipamentos e Componentes Elétricos, exceto Equipamentos para Computadores	130-Indústria de Material Elétrico e Comunicações
5	5-Material de Transporte	5-Material de Transporte	12-Automóveis, caminhões e ônibus 13-Peças e outros veículos	37-Equipamentos de Transportes	140-Indústria de Material de Transporte
6	6-Madeira	6-Madeira 7-Mobiliário	14-Madeira e Mobiliário	24-Madeira e Artigos de Madeira, exceto Móveis 25-Móveis e Instalações	150-Indústria Madeira 160-Indústria de Mobiliário
7	7-Papel	8-Papel 20-Editorial/Gráfica	15-Celulose, Papel e Gráfica	26-Papel e Produtos de Papel 27-Impressão, Publicação e Indústria do Ramo	170-Indústria de Papel/Papelão 290-Indústria Editorial/Gráficas
8	8-Borracha	9-Borracha	16-Borracha	30-Produtos de Borrachas e Plásticos Vários (setores 3011 a 3069)	180-Indústria da Borracha

	Capital	PIA	Tarifas	ANPEI	PNAD
9	9-Química 10-Petroquímica 11-Farmacêutica	11-Química 12-Farmacêuticos 13-Perfumaria	17-Elementos Químicos 18-Refino de Petróleo 19-Produtos Químicos Diversos 20-Farmacêutica e Perfumaria	28-Químicos e Produtos Químicos 29-Refinação de Petróleo e Indústrias Correlatas	200-Indústrias Químicas 210-Indústria Farmacêutica/Veterinária 220-Ind. Perfumaria/Sabão 201-Indústria de Produção de Petróleo
10	12-Plásticos	14-Plástico	21-Artigos de Plástico	30-Produtos de Borrachas e Plásticos Vários (setores 3081 a 3089)	230-Indústria de Produção de Plástico
11	13-Têxtil	15-Têxtil	22-Têxtil	22-Produtos de Tecelagens	240-Indústria Têxtil
12	14-Calçados/Vestuário	10-Couros 16-Vestuário/Calçados	23-Vestuário 24-Calçados	31-Couro e Produtos de Couro	250-Indústria de Vestuário 251-Indústria de Calçados 190-Indústria de Couros e Peles
13	15-Alimentos	17-Alimentos 18-Bebidas 19-Fumo	25-Indústria do Café 26-Beneficiamento de produtos vegetais 27-Abate de animais 28-Indústria de Laticínios 29-Açúcar 30-Óleos Vegetais 31-Outros Produtos Alimentares	20-Alimentos e Produtos Correlatos 21-Produtos de Fumo	260-Indústria de Produção de Alimentos 270-Indústria de Bebidas 280-Indústria de Fumo
14	16-Outras	21-Diversas	32-Indústrias Diversas	39-Indústria Fabricante de Produtos Vários	300-Atividade não Definida

Tabela A.2
Compatibilização – Amostra 2

	Capital	PIA	Tarifas	Paep	PNAD
1	1-Não Metálicos	1-Minerais não metálicos	4-Minerais não Metálicos	26-Fabricação de Produtos de Minerais não Metálicos	100-Indústria de Transformação – Minerais não Metálicos
2	2-Metalurgia	2-Metalurgia	5-Siderurgia 6-Metalurgia de não-ferrosos 7-Outros produtos metalúrgicos	27-Metalurgia Básica 28-Fabricação de Produtos de Metal —Exclusive Máquinas e Equipamentos	110-Indústrias Metalúrgicas
3	3-Máquinas	3-Mecânica	8-Máquinas e Tratores	29-Fabricação de Máquinas e Equipamentos 30-Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática 33-Fabricação de Equipamentos de Instrumentalização Médico-Hospitalares, Instrumentos de Precisão e Ópticos, Equipamentos para Automação Industrial, Cronômetros e Relógios	120-Indústrias Mecânicas
4	4-Equipamentos Elétricos	4-Eleto-Eletrônicos	10-Material Elétrico 11-Equipamentos Eletrônicos	31-Fabricação de Máquinas, Equipamentos e Materiais Elétricos 32-Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicação	130-Indústria de Material Elétrico e Comunicações
5	5-Material de Transporte	5-Material de Transporte	12-Automóveis, caminhões e ônibus 13-Peças e outros veículos	34-Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias 35-Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte	140-Indústria de Material de Transporte

	Capital	PIA	Tarifas	Paep	PNAD
6	7-Papel	8-Papel 20-Editorial/Gráfica	15-Celulose, Papel e Gráfica	21-Fabricação de Celulose, Papel e Produtos de Papel 22-Edição, Impressão e Reprodução de Gravações	170-Indústria de Papel/Papelão 290-Indústria Editorial/Gráficas
7	8-Borracha 12-Plásticos	9-Borracha 14-Plástico	16-Borracha 21-Artigos de Plástico	25-Fabricação de Artigos de Borracha e Plástico	180-Indústria da Borracha 230-Indústria de Produção de Plástico
8	9-Química 10-Petroquímica 11-Farmacêutica	11-Química 12-Farmacêuticos 13-Perfumaria	17-Elementos Químicos 18-Refino de Petróleo 19-Produtos Químicos Diversos 20-Farmacêutica e Perfumaria	23-Fabricação de Coque, Refino de Petróleo, Elaboração de Combustíveis Nucleares e Produção de Álcool 24-Fabricação de Produtos Químicos	200-Indústrias Químicas 210-Indústria Farmacêutica/Veterinária 220-Ind. Perfumaria/Sabão 201-Indústria de Produção de Petróleo
9	13-Têxtil	15-Têxtil	22-Têxtil	17-Fabricação de Produtos Têxteis	240-Indústria Têxtil
10	14-Calçados/Vestuário	10-Couros 16-Vestuário/Calçados	23-Vestuário 24-Calçados	18-Confecção de Artigos do Vestuário e Acessórios 19-Preparação de Couros e Fabricação de Artefatos de Couro, Artigos de Viagem e Calçados	250-Indústria de Vestuário 251-Indústria de Calçados 190-Indústria de Couros e Peles
11	15-Alimentos	17-Alimentos 18-Bebidas 19-Fumo	25-Indústria do Café 26-Beneficiamento de produtos vegetais 27-Abate de animais 28-Indústria de Laticínios 29-Açúcar 30-Óleos Vegetais 31-Outros Produtos Alimentares	15-Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas 16-Fabricação de Produtos de Fumo	260-Indústria de Produção de Alimentos 270-Indústria de Bebidas 280-Indústria de Fumo
12	6-Madeira 16-Outras	6-Madeira 7-Mobiliário 21-Diversas	14-Madeira e Mobiliário 32-Indústrias Diversas	20-Fabricação de Produtos de Madeira 36-Fabricação de Móveis e Indústrias Diversas	150-Indústria Madeira 160-Indústria de Mobiliário 300-Atividade não Definida

Tabela A.3
Variação Anual Média do Emprego Relativo e da Massa Salarial Relativa

Emprego Relativo (s)				
Ramo de Atividade	S₉₂	Variação Anual Média (92-97)	S₈₁	Variação Anual Média (81-90)
1-Agrícola	0,0268	0,0010	0,0114	0,0014
2-Indústria de Transformação	0,1985	0,0101	0,1485	0,0054
3-Indústria de Construção	0,0695	0,0015	0,0509	0,0014
4-Outras Atividades Industriais	0,2736	0,0040	0,2071	0,0084
5-Comércio de Mercadorias	0,2507	0,0129	0,1571	0,0091
6-Prestação de Serviços	0,0921	0,0068	0,0415	0,0042
7-Serviços Auxiliares da Atividade Econômica	0,5398	0,0150	0,4666	0,0047
8-Transportes e Comunicações	0,1980	0,0089	0,1386	0,0048
9-Social	0,5810	0,0132	0,5353	0,0031
10-Administração Pública	0,4647	0,0114	0,3795	0,0057
11-Outra Atividade	0,6314	0,0031	0,5393	0,0081
Agregado	0,2289	0,0084	0,1634	0,0058

Massa Salarial Relativa (W)				
Ramo de Atividade	W₉₂	Variação Anual Média (92-97)	W₈₁	Variação Anual Média (81-90)
1-Agrícola	0,1232	0,0089	0,0581	0,0065
2-Indústria de Transformação	0,4220	0,0149	0,3749	0,0072
3-Indústria de Construção	0,2211	-0,0026	0,1944	0,0022
4-Outras Atividades Industriais	0,5608	0,0106	0,4765	0,0079
5-Comércio de Mercadorias	0,4074	0,0175	0,2765	0,0148
6-Prestação de Serviços	0,2121	0,0120	0,1102	0,0105
7-Serviços Auxiliares da Atividade Econômica	0,7753	0,0112	0,7015	0,0046
8-Transportes e Comunicações	0,3209	0,0128	0,2695	0,0029
9-Social	0,7888	0,0112	0,7733	0,0048
10-Administração Pública	0,7016	0,0146	0,6212	0,0100
11-Outra Atividade	0,8397	0,0058	0,7489	0,0099
Agregado	0,4661	0,0132	0,3881	0,0095

Tabela A.4
Utilização Relativa de Trabalho Qualificado – Manufatura

Indústria	Emprego Relativo (s)					Massa Salarial Relativa (W)				
	s_{81}	$s_{90} - s_{81}$	s_{92}	$s_{97} - s_{92}$	$s_{97} - s_{81}$	W_{81}	$W_{90} - W_{81}$	W_{92}	$W_{97} - W_{92}$	$W_{97} - W_{81}$
1-Produção de Petróleo	0,4747	0,0085	0,6313	0,0063	0,0118	0,6842	0,0148	0,7944	0,0205	0,0133
2-Farmacêutica/Veterinária	0,3792	0,0004	0,4732	0,016	0,0109	0,6393	0,0049	0,6772	0,0241	0,0099
3-Editorial/Gráfica	0,2853	0,004	0,3405	0,018	0,0091	0,4721	0,0082	0,5503	0,0063	0,0068
4-Química	0,2612	0,0124	0,2764	0,0145	0,0055	0,5298	0,0189	0,5358	0,0235	0,0077
5-Mecânica	0,2563	0,0019	0,2721	0,0172	0,0064	0,4749	0,0014	0,5116	0,0191	0,0083
6-Mat. Elétrico e Comunicações	0,2474	0,0142	0,3541	0,021	0,0132	0,4673	0,0188	0,5812	0,0118	0,0108
7-Borracha	0,2199	0,0033	0,2056	0,0048	0,0006	0,4678	-0,0013	0,3456	0,0303	0,0018
8-Perfumaria/Sabão	0,2107	0,013	0,2724	0,0237	0,0113	0,4521	0,0203	0,4568	0,0229	0,0075
9-Outras Indústrias	0,2048	0,0018	0,2145	0,0221	0,0075	0,5219	-0,0109	0,4364	0,0296	0,0039
10-Material de Transporte	0,1961	0,0033	0,2727	0,0198	0,011	0,3917	-0,0005	0,4745	0,019	0,0111
11-Produção de Plástico	0,1947	0,0047	0,2344	0,0065	0,0045	0,4504	0,0099	0,4136	0,0197	0,0039
12-Metalúrgica	0,1624	0,0088	0,2358	0,0038	0,0058	0,3525	0,0124	0,4394	0,0036	0,0066
13-Couros e Peles	0,1544	-0,0023	0,1148	-0,0003	-0,0026	0,3792	-0,0101	0,3229	-0,0154	-0,0083
14-Fumo	0,133	0,0256	0,2387	0,0356	0,0177	0,3286	0,031	0,4444	0,0602	0,0261
15-Bebidas	0,1289	0,0067	0,1924	0,0246	0,0117	0,279	0,0187	0,461	0,0175	0,0168
16-Papel/Papelão	0,1268	0,0039	0,2345	0,0186	0,0125	0,3762	0,0028	0,4552	0,0449	0,019
17-Vestuário	0,1082	0,0063	0,1614	0,0119	0,0071	0,2894	0,0124	0,3686	0,0159	0,0099
18-Produção de Alimentos	0,1024	0,0051	0,1685	0,0063	0,0061	0,2657	0,0092	0,3375	0,0161	0,0095
19-Têxtil	0,0968	0,0064	0,1567	0,0075	0,0061	0,2943	0,0092	0,3187	0,0108	0,0049
20-Minerais não Metálicos	0,0796	0,0027	0,1198	0,0029	0,0034	0,2529	0,0071	0,3166	0,0149	0,0086
21-Mobiliário	0,0667	0,0025	0,1227	0,0022	0,0042	0,1517	0,0051	0,2282	0,0012	0,0052
22-Madeira	0,0493	0,002	0,0565	0,0028	0,0013	0,1773	-0,0017	0,1375	0,0104	0,0008
23-Calçados	0,0386	0,0076	0,0666	0,0079	0,0042	0,1521	0,0112	0,1212	0,0199	0,0043

Nota: $s_t - s_h$ representa a variação anual média de s entre os pontos do tempo t e h (analogamente para W)

Tabela A.5
Correlações

	S_{81}	S_{92}	S_{97}	$S_{97} - S_{81}$	$S_{97} - S_{92}$	$S_{90} - S_{81}$
S_{81}	1,0000					
S_{92}	0,9504*	1,0000				
S_{97}	0,9346*	0,9657*	1,0000			
$S_{97} - S_{81}$	0,5552*	0,7088*	0,8147*	1,0000		
$S_{97} - S_{92}$	0,5599*	0,5314*	0,7331*	0,8015*	1,0000	
$S_{90} - S_{81}$	0,2187	0,3409	0,3348	0,4264*	0,1995	1,0000

	W_{81}	W_{92}	W_{97}	$W_{97} - W_{81}$	$W_{97} - W_{92}$	$W_{90} - W_{81}$
W_{81}	1,0000					
W_{92}	0,9077*	1,0000				
W_{97}	0,9167*	0,9515*	1,0000			
$W_{97} - W_{81}$	0,2177	0,4892*	0,5896*	1,0000		
$W_{97} - W_{92}$	0,3569	0,2073	0,4984*	0,4959*	1,0000	
$W_{90} - W_{81}$	0,0303	0,2502	0,1572	0,3228	-0,2050	1,0000

Nota: Ver tabela A.4. *significante a 5%

Tabela A.6
Utilização Total de Trabalho Qualificado e Não Qualificado – Manufatura

<i>Indústrias</i>	Trabalho Qualificado (S)				Trabalho não Qualificado (U)			
	S_{92}	Crescimento (92-97)	S_{81}	Crescimento (81-90)	U_{92}	Crescimento (92-97)	U_{81}	Crescimento (81-90)
1-Produção de Petróleo	32248	-5,16%	35018	3,04%	18834	-7,73%	38753	-0,42%
2-Farmacêutica/Veterinária	36412	2,95%	23970	-0,15%	40535	-3,45%	39240	-0,34%
3-Editorial/Gráfica	99856	7,68%	62183	4,60%	193402	-0,22%	155793	2,66%
4-Química	82386	4,43%	53396	8,59%	215646	-2,40%	150992	2,49%
5-Mecânica	98713	9,90%	86971	2,09%	264078	1,43%	252358	1,08%
6-Mat. Elétrico e Comunicações	99660	6,73%	69962	8,92%	181771	-2,20%	212847	1,87%
7-Borracha	14376	1,13%	12708	7,29%	55549	-1,66%	45073	5,34%
8-Perfumaria/Sabão	15956	9,59%	11603	4,83%	42626	-1,61%	43458	-1,96%
9-Outras Indústrias	49378	11,28%	50570	-0,85%	180821	-0,65%	196317	-1,92%
10-Material de Transporte	113147	7,17%	77131	4,46%	301756	-2,15%	316146	2,40%
11-Produção de Plástico	41138	4,16%	22803	8,89%	134364	0,62%	94334	5,89%
12-Metalúrgica	201585	0,74%	121156	7,17%	653213	-1,30%	624878	1,43%
13-Couros e Peles	6981	-6,96%	4986	6,84%	53809	-6,70%	27313	8,85%
14-Fumo	7847	0,39%	3219	15,06%	25022	-14,84%	20989	-0,59%
15-Bebidas	27721	7,30%	15037	6,41%	116355	-5,95%	101651	1,14%
16-Papel/Papelão	33764	3,65%	15539	5,59%	110217	-5,50%	106995	2,29%
17-Vestuário	83284	7,15%	37407	12,08%	432653	-0,86%	308468	6,15%
18-Produção de Alimentos	208876	4,29%	83831	8,63%	1030750	0,00%	734754	3,68%
19-Têxtil	66025	-1,40%	42122	6,50%	355424	-6,39%	393095	0,40%
20-Minerais não Metálicos	65214	2,82%	33719	6,09%	479138	0,17%	390039	2,69%
21-Mobiliário	47058	4,68%	20291	6,46%	336516	2,60%	283953	2,85%
22-Madeira	20514	7,33%	18627	4,75%	342727	2,38%	359528	0,94%
23-Calçados	21413	9,60%	8086	18,58%	300129	-1,05%	201377	5,02%
Total	1473552	5,00%	910335	6,43%	5865335	-0,86%	5098351	2,49%

Nota: Crescimento representa a taxa de crescimento anualizada entre dois pontos do tempo.

Tabela A.7
Efeitos Substituição e Escala – Correlações

	<i>s</i>	<i>W</i>	Substit. (81-97)	Escala (81-97)	Substit. (92-97)	Escala (92-97)	Substit. (81-90)	Escala (81-90)
<i>S</i>	1,0000							
<i>W</i>	0,9418*	1,0000						
Substituição (81-97)	-0,0074	-0,0312	1,0000					
Escala (81-97)	-0,2853	-0,2346	0,1485	1,0000				
Substituição (92-97)	0,1090	0,1014	0,8236*	0,2635	1,0000			
Escala (92-97)	0,0243	-0,0376	0,1203	0,5538*	0,4350*	1,0000		
Substituição (81-90)	-0,0727	-0,0614	0,7599*	-0,0238	0,4414*	-0,2516	1,0000	
Escala (81-90)	-0,1807	-0,1271	0,1282	0,5641*	0,0873	-0,0016	0,2427	1,0000

Tabela A.8
Correlações – Níveis

	<i>s</i>	<i>W</i>	Anpei-1	Anpei-2	Paep	<i>pn</i>	<i>pe</i>
<i>s</i>	1,0000						
<i>W</i>	0,9437*	1,0000					
Anpei-1	0,2516*	0,2195*	1,0000				
Anpei-2	0,1693	0,1291	0,4479*	1,0000			
Paep	0,2069*	0,2117*	0,4904*	0,3002*	1,0000		
<i>pn</i>	-0,1094	-0,0555	0,1258	0,2789*	0,2413*	1,0000	
<i>pe</i>	0,0066	0,0042	0,2798*	0,4981*	0,3503*	0,8253*	1,0000

Nota: Correlações ponderadas pela participação de cada setor no total da manufatura. *significante a 5%

Tabela A.9
Correlações – Diferenças

1989-97									
	S	W	Δs	ΔW	$\Delta \ln(pn)$	$\Delta \ln(pe)$	Anpei-1	Anpei-2	Paep
S	1.0000								
W	0.9536*	1.0000							
Δs	0.8151*	0.6703*	1.0000						
ΔW	0.4819	0.4759	0.5439	1.0000					
$\Delta \ln(pn)$	0.3852	0.2849	0.6665*	0.5898*	1.0000				
$\Delta \ln(pe)$	0.4453	0.3192	0.6775*	0.4786	0.8760*	1.0000			
Anpei-1	0.2379*	0.1986*	0.4764	0.3910	0.4418	0.7159*	1.0000		
Anpei-2	0.1652*	0.1082	0.4645	0.6122*	0.4811	0.6075*	0.4460*	1.0000	
Paep	0.2013*	0.2011*	0.5117	0.5789*	0.3038	0.2845	0.4967*	0.3005*	1.0000

1994-97									
	s	W	Δs	ΔW	$\Delta \ln(pn)$	$\Delta \ln(pe)$	Anpei-1	Anpei-2	Paep
S	1.0000								
W	0.9583*	1.0000							
Δs	0.5664	0.4452	1.0000						
ΔW	-0.2056	-0.0952	-0.1250	1.0000					
$\Delta \ln(pn)$	-0.1655	-0.0832	-0.2011	0.3249	1.0000				
$\Delta \ln(pe)$	0.2914	0.2596	0.2847	-0.3604	-0.0189	1.0000			
Anpei-1	0.3436	0.2487	0.5048	-0.2460	-0.6063*	0.5527	1.0000		
Anpei-2	0.3050	0.2444	0.7048*	-0.1948	-0.2502	0.6220*	0.4744	1.0000	
Paep	0.3258	0.2721	0.7752*	-0.0735	-0.1672	0.0053	0.4696	0.3256	1.0000

1989-93									
	s	W	Δs	ΔW	$\Delta \ln(pn)$	$\Delta \ln(pe)$	Anpei-1	Anpei-2	Paep
S	1.0000								
W	0.9323*	1.0000							
Δs	0.6864*	0.4938	1.0000						
ΔW	0.4404	0.6496*	0.1404	1.0000					
$\Delta \ln(pn)$	0.5742	0.6494*	0.3573	0.7266*	1.0000				
$\Delta \ln(pe)$	0.5141	0.5132	0.4092	0.5017	0.7228*	1.0000			
Anpei-1	0.1886	0.3087	-0.0573	0.4900	0.1336	0.2623	1.0000		
Anpei-2	0.1692	0.3096	-0.0287	0.6209*	0.4764	0.2385	0.4440	1.0000	
Paep	0.0582	0.2475	-0.3244	0.4861	0.4893	0.3873	0.5133	0.3001	1.0000

Tabela A.10
Resultados da Estimação de (4) incluindo $\Delta \ln(pn)$ como regressor
Variável Dependente: $\Delta(\text{Emprego Relativo})$

Intensidade de P&D = Anpei-1						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,209 (0,489)	0,208 (0,493)	0,511 (0,238)	0,820 (0,059)	0,170 (0,732)	0,401 (0,444)
$\Delta \ln K$	0,068 (0,042)	0,067 (0,044)	0,035 (0,753)	0,028 (0,788)	0,066 (0,191)	0,033 (0,552)
$\Delta \ln Y$	-0,007 (0,567)	-0,007 (0,567)	-0,006 (0,716)	-0,004 (0,203)	-0,007 (0,738)	0,001 (0,948)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	–	-0,001 (0,948)	–	0,047 (0,015)	–	-0,030 (0,188)
$\Delta \ln(pn)$	-0,004 (0,218)	-0,004 (0,232)	-0,002 (0,576)	-0,004 (0,203)	-0,016 (0,058)	-0,015 (0,067)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56
Intensidade de P&D = Anpei-2						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,006 (0,121)	0,006 (0,122)	0,011 (0,071)	0,014 (0,015)	0,001 (0,882)	0,004 (0,533)
$\Delta \ln K$	0,069 (0,031)	0,069 (0,032)	0,003 (0,978)	-0,025 (0,796)	0,063 (0,204)	0,028 (0,619)
$\Delta \ln Y$	-0,008 (0,496)	-0,008 (0,493)	-0,009 (0,545)	-0,001 (0,938)	-0,009 (0,690)	-0,002 (0,946)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	–	-0,002 (0,888)	–	0,0467 (0,011)	–	-0,030 (0,202)
$\Delta \ln(pn)$	-0,004 (0,205)	-0,004 (0,223)	-0,002 (0,583)	-0,004 (0,199)	-0,016 (0,061)	-0,015 (0,071)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56
Intensidade de P&D = Paep						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,027 (0,098)	0,027 (0,100)	0,051 (0,027)	0,059 (0,010)	-0,002 (0,954)	0,006 (0,837)
$\Delta \ln K$	0,095 (0,037)	0,095 (0,037)	-0,015 (0,922)	0,000 (0,999)	0,063 (0,385)	0,041 (0,590)
$\Delta \ln Y$	-0,014 (0,346)	-0,014 (0,344)	-0,020 (0,319)	-0,017 (0,388)	0,004 (0,880)	0,003 (0,907)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	–	-0,002 (0,885)	–	0,036 (0,058)	–	-0,024 (0,313)
$\Delta \ln(pn)$	-0,000 (0,894)	-0,000 (0,910)	-0,000 (0,986)	-0,002 (0,647)	-0,007 (0,784)	-0,011 (0,678)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	108	108	48	48	56	56

Nota: Valores entre parênteses são *p-values*. Todas as regressões incluem *dummies* anuais.

Tabela A.11
Resultados da Estimação de (4) incluindo $\Delta \ln(pn)$ como regressor
Variável Dependente: Δ (Massa Salarial Relativa)

Intensidade de P&D = Anpei-1						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,573 (0,437)	0,204 (0,624)	-0,754 (0,500)	1,117 (0,048)	2,756 (0,014)	-0,122 (0,871)
$\Delta \ln K$	0,093 (0,301)	0,100 (0,051)	-0,080 (0,785)	0,010 (0,945)	-0,048 (0,689)	0,123 (0,115)
$\Delta \ln Y$	-0,024 (0,464)	-0,020 (0,285)	-0,037 (0,381)	0,005 (0,796)	0,033 (0,581)	-0,043 (0,263)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	–	0,224 (0,000)	–	0,291 (0,000)	–	0,211 (0,000)
$\Delta \ln(pn)$	0,004 (0,644)	-0,005 (0,383)	0,010 (0,336)	-0,007 (0,209)	-0,042 (0,136)	-0,030 (0,082)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56

Intensidade de P&D = Anpei-2						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,012 (0,121)	0,005 (0,275)	-0,005 (0,709)	0,015 (0,019)	0,033 (0,003)	-0,002 (0,772)
$\Delta \ln K$	0,076 (0,396)	0,094 (0,068)	-0,049 (0,875)	-0,098 (0,500)	-0,094 (0,421)	0,129 (0,114)
$\Delta \ln Y$	-0,027 (0,404)	-0,021 (0,254)	-0,036 (0,396)	0,001 (0,958)	0,005 (0,931)	-0,043 (0,247)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	–	0,223 (0,000)	–	0,292 (0,000)	–	0,213 (0,000)
$\Delta \ln(pn)$	0,004 (0,682)	-0,005 (0,365)	0,010 (0,337)	-0,007 (0,209)	-0,044 (0,107)	-0,030 (0,086)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56

Intensidade de P&D = Paep						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,043 (0,218)	0,029 (0,135)	0,007 (0,895)	0,071 (0,008)	0,106 (0,042)	0,003 (0,938)
$\Delta \ln K$	0,133 (0,223)	0,119 (0,053)	-0,265 (0,462)	0,042 (0,802)	0,030 (0,839)	0,108 (0,251)
$\Delta \ln Y$	-0,038 (0,332)	-0,028 (0,206)	-0,037 (0,475)	-0,015 (0,526)	-0,003 (0,960)	-0,022 (0,610)
$\Delta \ln(w^S/w^U)$	–	0,221 (0,000)	–	0,286 (0,000)	–	-0,203 (0,000)
$\Delta \ln(pn)$	0,009 (0,421)	0,000 (0,941)	0,013 (0,256)	-0,003 (0,548)	-0,068 (0,315)	-0,017 (0,692)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	108	108	48	48	56	56

Nota: Valores entre parênteses são *p-values*. Todas as regressões incluem *dummies* anuais.

Tabela A.12
Resultados da Estimação de (4) incluindo $\Delta \ln(pe)$ como regressor
Variável Dependente: $\Delta(\text{Emprego Relativo})$

Intensidade de P&D = Anpei-1						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,223 (0,466)	0,221 (0,471)	0,572 (0,193)	0,777 (0,077)	0,095 (0,732)	0,346 (0,517)
$\Delta \ln K$	0,066 (0,050)	0,065 (0,054)	0,032 (0,771)	0,008 (0,939)	0,059 (0,256)	0,024 (0,673)
$\Delta \ln Y$	-0,006 (0,592)	-0,007 (0,572)	-0,005 (0,762)	0,002 (0,897)	-0,005 (0,827)	0,004 (0,852)
$\Delta \ln(w^S/w^H)$	—	-0,005 (0,668)	—	0,045 (0,041)	—	-0,032 (0,169)
$\Delta \ln(pe)$	-0,005 (0,582)	-0,006 (0,524)	-0,009 (0,432)	0,006 (0,649)	-0,019 (0,234)	-0,018 (0,240)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56
Intensidade de P&D = Anpei-2						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,006 (0,114)	0,006 (0,108)	0,011 (0,057)	0,014 (0,019)	0,000 (0,950)	0,004 (0,561)
$\Delta \ln K$	0,067 (0,038)	0,066 (0,042)	-0,004 (0,969)	-0,043 (0,665)	0,057 (0,262)	0,019 (0,738)
$\Delta \ln Y$	-0,008 (0,516)	-0,008 (0,584)	-0,008 (0,575)	-0,003 (0,858)	-0,006 (0,797)	0,002 (0,938)
$\Delta \ln(w^S/w^H)$	—	-0,006 (0,584)	—	0,046 (0,030)	—	-0,032 (0,175)
$\Delta \ln(pe)$	-0,006 (0,508)	-0,007 (0,436)	-0,009 (0,421)	0,007 (0,592)	-0,019 (0,238)	-0,018 (0,239)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56
Intensidade de P&D = Paep						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,027 (0,094)	0,028 (0,094)	0,051 (0,027)	0,061 (0,008)	-0,001 (0,984)	0,007 (0,798)
$\Delta \ln K$	0,095 (0,037)	0,095 (0,038)	-0,012 (0,934)	-0,022 (0,878)	0,057 (0,431)	0,033 (0,662)
$\Delta \ln Y$	-0,015 (0,329)	-0,015 (0,318)	-0,019 (0,339)	-0,018 (0,340)	-0,002 (0,939)	-0,003 (0,902)
$\Delta \ln(w^S/w^H)$		-0,004 (0,765)		0,043 (0,047)		-0,026 (0,274)
$\Delta \ln(pe)$	-0,004 (0,666)	-0,005 (0,618)	-0,004 (0,764)	0,011 (0,417)	-0,017 (0,390)	-0,020 (0,318)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	108	108	48	48	56	56

Nota: Valores entre parênteses são *p-values*. Todas as regressões incluem *dummies* anuais.

Tabela A.13
Resultados da Estimação de (4) incluindo $\Delta \ln(pe)$ como regressor
Variável Dependente: $\Delta(\text{Massa Salarial Relativa})$

Intensidade de P&D = Anpei-1						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,755 (0,275)	0,237 (0,572)	-0,609 (0,525)	1,149 (0,047)	2,785 (0,012)	-0,081 (0,915)
$\Delta \ln K$	0,063 (0,460)	0,094 (0,069)	-0,006 (0,979)	-0,023 (0,869)	-0,099 (0,417)	0,093 (0,253)
$\Delta \ln Y$	-0,027 (0,383)	-0,020 (0,282)	-0,026 (0,467)	0,005 (0,825)	0,024 (0,689)	-0,046 (0,240)
$\Delta \ln(w^S/w^H)$	—	0,217 (0,000)	—	0,297 (0,000)	—	0,207 (0,000)
$\Delta \ln(pe)$	-0,068 (0,000)	-0,010 (0,362)	-0,082 (0,000)	0,010 (0,488)	-0,075 (0,059)	-0,043 (0,090)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56
Intensidade de P&D = Anpei-2						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,013 (0,061)	0,005 (0,249)	-0,007 (0,510)	0,016 (0,014)	0,033 (0,003)	-0,002 (0,771)
$\Delta \ln K$	0,042 (0,617)	0,086 (0,094)	0,045 (0,862)	-0,143 (0,329)	-0,144 (0,237)	0,099 (0,240)
$\Delta \ln Y$	-0,031 (0,315)	-0,021 (0,249)	-0,024 (0,507)	0,000 (0,989)	-0,004 (0,944)	-0,046 (0,220)
$\Delta \ln(w^S/w^H)$	—	0,216 (0,000)	—	0,305 (0,000)	—	0,210 (0,000)
$\Delta \ln(pe)$	-0,069 (0,000)	-0,011 (0,330)	-0,083 (0,000)	0,014 (0,310)	-0,074 (0,056)	-0,043 (0,093)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56
Intensidade de P&D = Paep						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,047 (0,149)	0,030 (0,124)	-0,007 (0,882)	0,078 (0,005)	0,047 (0,149)	0,030 (0,124)
$\Delta \ln K$	0,109 (0,290)	0,116 (0,059)	-0,128 (0,679)	0,023 (0,888)	0,109 (0,290)	0,116 (0,059)
$\Delta \ln Y$	-0,043 (0,247)	-0,029 (0,191)	-0,021 (0,640)	-0,017 (0,472)	-0,043 (0,247)	-0,029 (0,191)
$\Delta \ln(w^S/w^H)$	—	0,217 (0,000)	—	0,303 (0,000)	—	0,217 (0,000)
$\Delta \ln(pe)$	-0,068 (0,000)	-0,009 (0,437)	-0,077 (0,001)	0,016 (0,280)	-0,068 (0,000)	-0,009 (0,437)
Período	1989-97	1989-97	1994-97	1994-97	1990-93	1990-93
<i>N</i>	108	108	48	48	56	56

Nota: Valores entre parênteses são *p-values*. Todas as regressões incluem *dummies* anuais.

Tabela A.14
Resultados da Estimação de (5)
Variável Dependente: $\Delta \ln(w^S/w^U)$

Intensidade de P&D = Anpei-1						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	1,6874 (0,530)	2,4976 (0,321)	-6,6315 (0,052)	-6,0166 (0,026)	11,9209 (0,005)	12,0426 (0,004)
$\Delta \ln(pn)$	0,0414 (0,242)	–	0,0559 (0,082)	–	-0,0560 (0,593)	–
$\Delta \ln(pe)$	–	-0,0265 (0,000)	–	-0,3136 (0,000)	–	-0,1088 (0,443)
Período	89-97	89-97	94-97	94-97	90-93	90-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56

Intensidade de P&D = Anpei-2						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,0312 (0,266)	0,0369 (0,159)	-0,0701 (0,058)	-0,0723 (0,013)	0,1492 (0,000)	0,1478 (0,000)
$\Delta \ln(pn)$	0,0400 (0,258)	–	0,0584 (0,070)	–	-0,0518 (0,604)	–
$\Delta \ln(pe)$	–	-0,2640 (0,000)	–	-0,3219 (0,000)	–	-0,0654 (0,628)
Período	89-97	89-97	94-97	94-97	90-93	90-93
<i>N</i>	126	126	56	56	56	56

Intensidade de P&D = Paep						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P&D</i>	0,0583 (0,645)	0,0821 (0,487)	-0,2451 (0,141)	-0,2869 (0,031)	0,5165 (0,009)	0,4957 (0,010)
$\Delta \ln(pn)$	0,0387 (0,349)	–	0,0509 (0,156)	–	-0,2327 (0,335)	–
$\Delta \ln(pe)$	–	-0,2681 (0,000)	–	-0,3115 (0,000)	–	-0,1405 (0,373)
Período	89-97	89-97	94-97	94-97	90-93	90-93
<i>N</i>	108	108	48	56	56	56

Nota: Valores entre parênteses são *p-values*. Todas as regressões incluem *dummies* anuais.

Gráfico A.1

Uso de trabalhadores qualificados e não qualificados (totais)

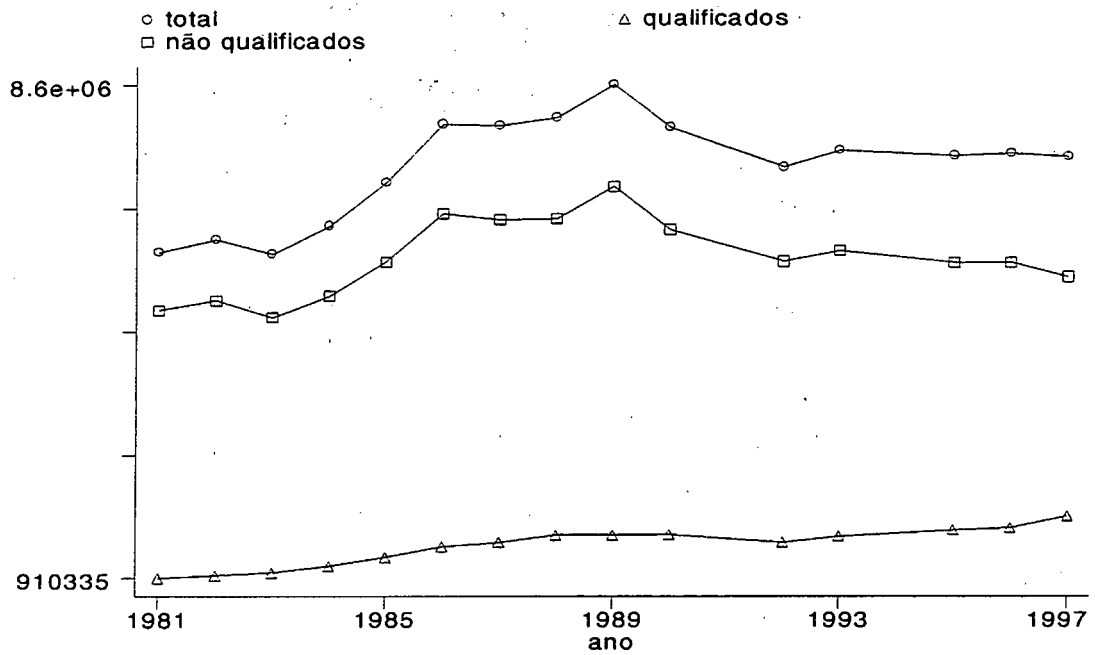


Gráfico A.2

Participação da manufatura no emprego (massa salarial) total

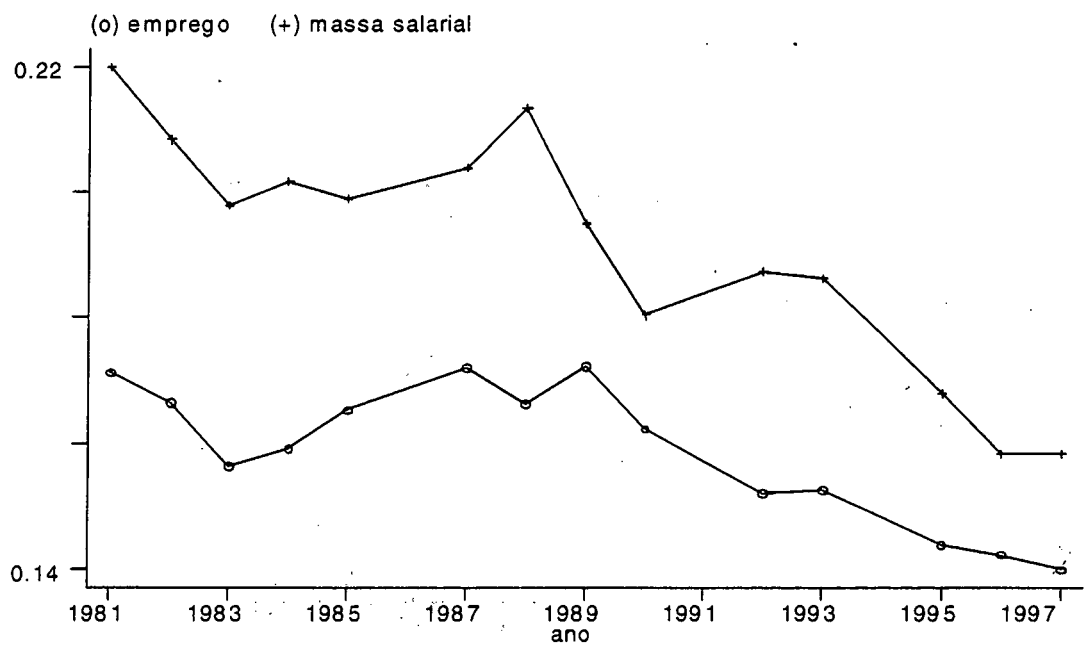


Gráfico A.3

Efeitos Escala e Substituição Ano a Ano – Emprego Relativo

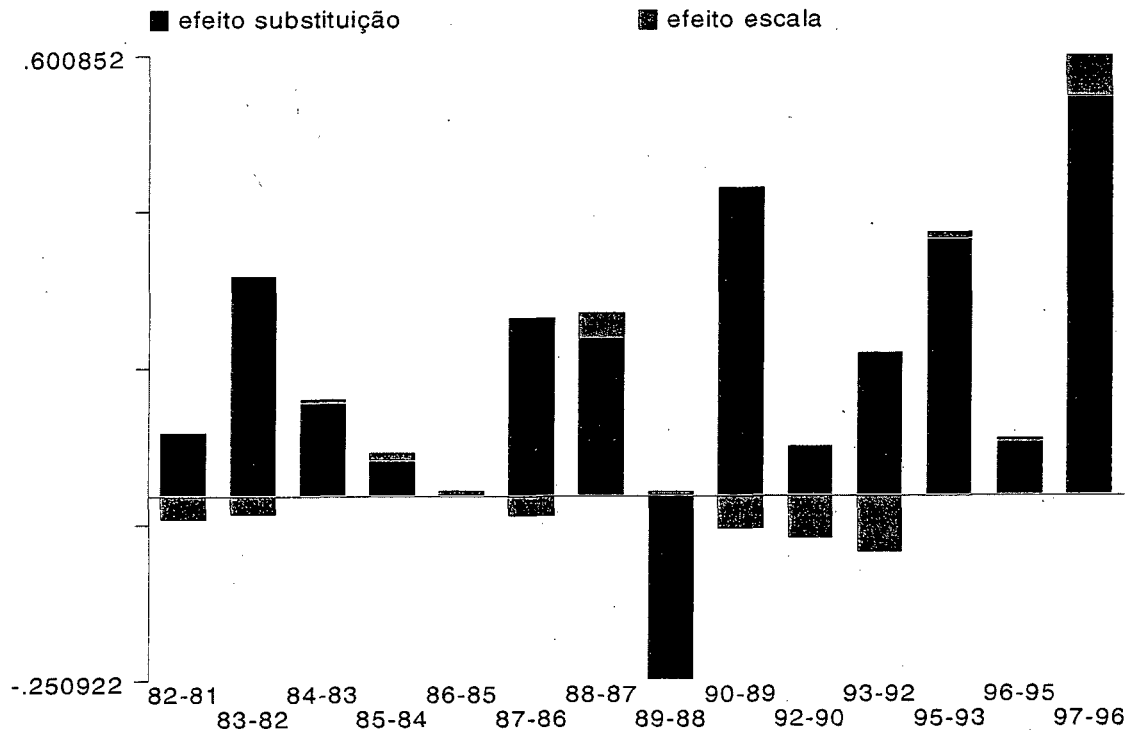


Gráfico A.4

Efeitos Escala e Substituição Ano a Ano – Massa Salarial Relativa

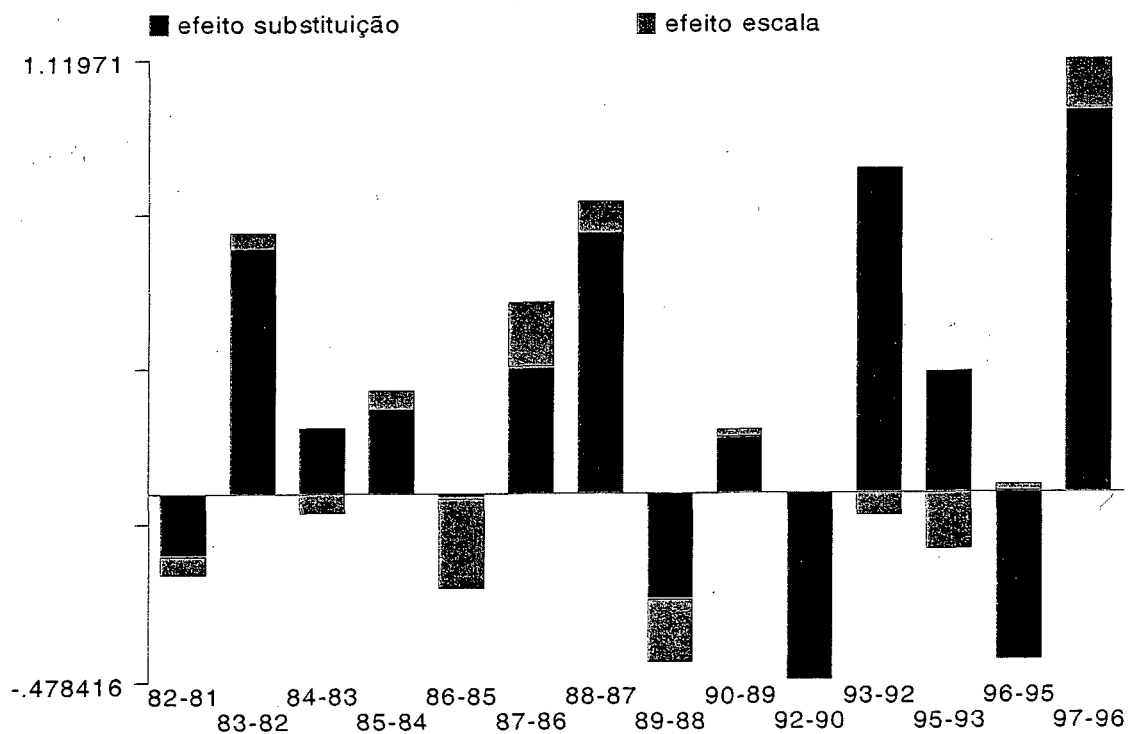
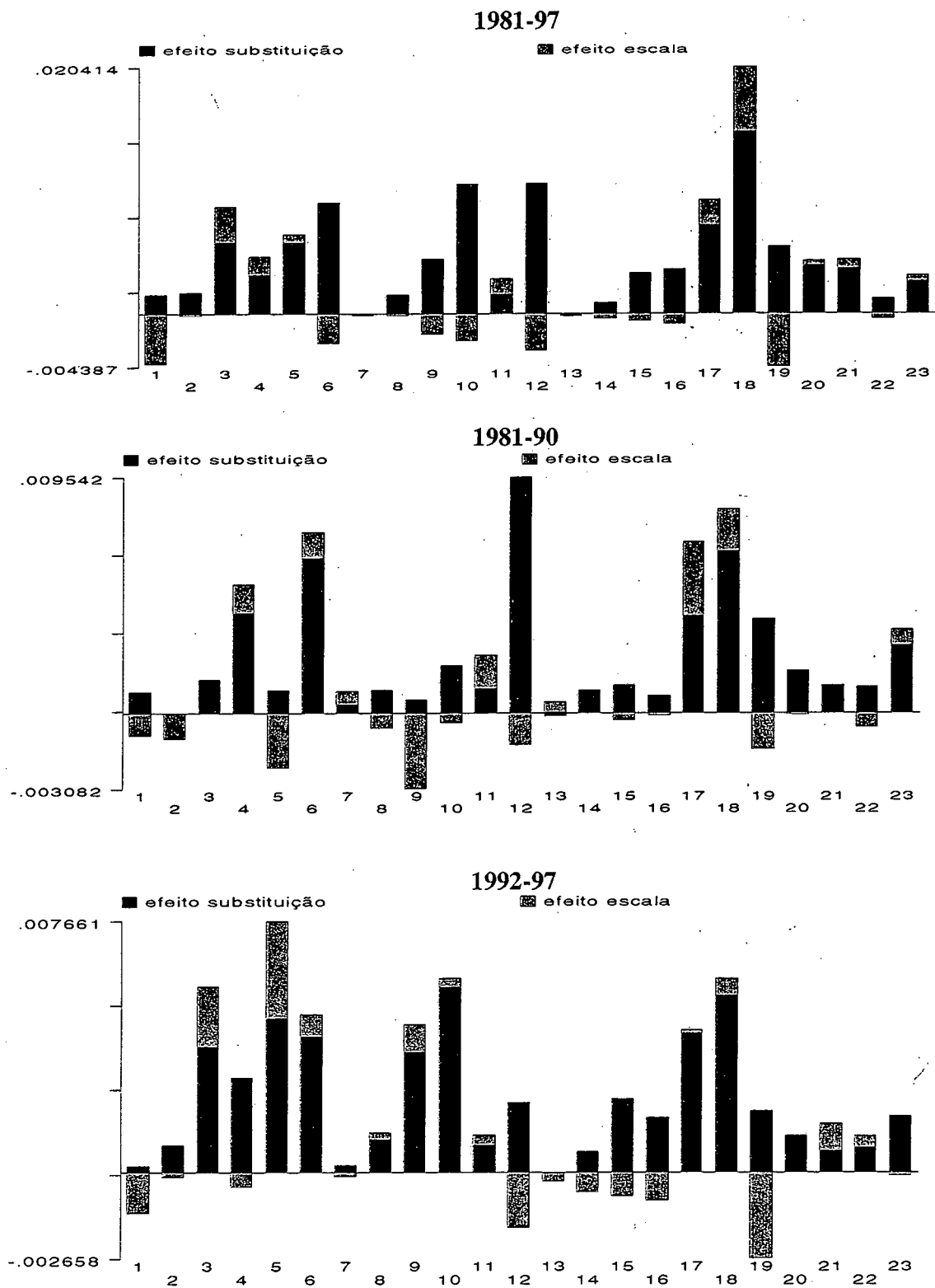
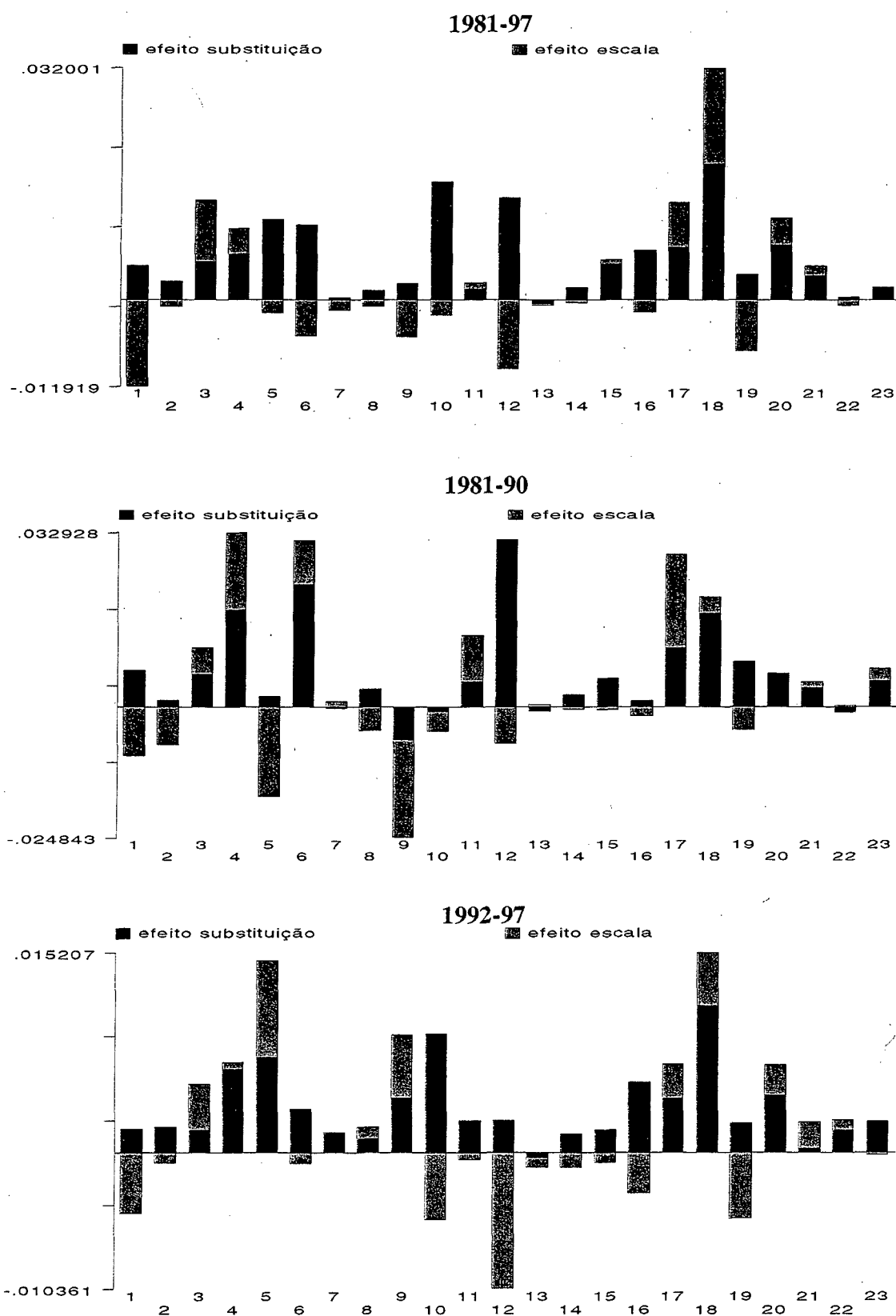


Gráfico A.5
Efeitos Substituição e Escala – Contribuição por Setor
(emprego relativo)



Nota: a numeração dos setores segue da tabela A.4.

Gráfico A.6
Efeitos Substituição e Escala – Contribuição por Setor
 (massa salarial relativa)



Nota: a numeração dos setores segue da tabela A.4.

COMENTÁRIOS

COMENTÁRIOS

Firm Entry and Exit, Labor Demand, and Trade Reform Evidence from Chile and Colombia¹

Pablo Fajnzylber
*Universidad Federal de Minas Gerais
Belo Horizonte, Brazil*

William F. Maloney
*World Bank
Washington, DC*

Eduardo Ribeiro
*Universidad Federal de Rio Grande do Sul,
Porto Alegre, Brazil*

November, 13, 2000

Abstract: Trade liberalization has been postulated as increasing own wage labor demand elasticities, thereby increasing the uncertainty faced by workers. This paper makes four contributions. First, using establishment level data from Chile and Colombia, it documents patterns of job creation, destruction, net job creation and turnover and establishes that the share of employment changes due to entering and exiting firms is nearly as large as that due to adjustment in continuing firms. This suggests that the labor demand elasticities emerging from entry and exiting firms are as important as the continuing firm elasticities generally estimated. Second, it sketches some theoretical channels with ambiguous effects through which liberalization might alter these elasticities, and turnover more generally. Third, using dynamic panel techniques, it offers among the first estimates of own wage elasticities of employment due to entry and exit, and the first that are comparable among countries. Fourth, it attempts to link any observed changes to measures of openness and liberalization.

¹ Our appreciation to Marcelo Tokman, the Ministerio de Hacienda, and the Instituto Nacional de Estadística, Santiago Chile for help updating the data series and to Leonardo Villar and Cristina Fernandez of the Banco de la República for the Colombian protection data. They of course, bear no responsibility for erroneous analysis or conclusions. Our thanks for helpful discussions to Luis Servén.

I. Introduction

There are increasing fears that trade reform -- and globalization more generally -- will increase the uncertainty faced by the average worker, particularly those with fewer skills. Rodrik (1997) suggests that the increased competitiveness of product markets and the greater access to foreign inputs may lead to a more elastic demand for workers among existing firms. This leads to greater volatility in the labor market since bad shocks to output translate to larger impacts on wages and employment than formerly was the case.

To date, the literature has focused virtually entirely on movements in labor demand within *continuing* firms with both theory and empirical specifications derived from neo-classical profit or cost functions.² However, as has now been documented extensively, a large fraction of movements in the stock of jobs arise from the entry and exit of firms. Dunne, Roberts and Samuelson (1989) and Davis and Haltiwanger (1990), for instance, show that up to 25% of overall job changes in the US were due to firm births and deaths. Roberts (1996) finds that in Chile (1979-86), Colombia (1977-91), Morocco (1984-89) and the US (1973-86) entry and exit contributed more to the net change in positions than did the expansion of continuing plants although the contribution varied greatly across business cycle and period of adjustment.

What this suggests is that an understanding of the overall labor demand elasticities that workers face requires not only understanding how own wage elasticities in continuing plants change, but also how the own wage elasticities of exit and entrance may change. As Hamermesh (1993) notes, this is relatively unexplored territory empirically with only a handful of estimates of dubious comparability available. His survey of the literature reveals only Carleton (1979) as generating elasticities of firm birth rate with the respect to the wage rate ranging from 1 to 1.5.

² Labor demand elasticities based on aggregate employment numbers, of course, include both. However, the theory motivating these regressions also tends to be based on standard firm factor demand functions.

His own calculations (Hamermesh 1988) for the US generate elasticities of exit between .86 and .37. Only Berger and Garen (1990) estimate the elasticity of entry/exit related employment change, .94. All of these estimates are at the high end of those standard within-firm reallocation elasticities and suggest that, given the potentially large contribution to employment changes, this may be the more important elasticity to understand and quantify.³

This paper attempts to make four contributions. First, using establishment level data from Chile and Colombia it documents patterns of job creation, destruction, net job creation and turnover and establishes the share of employment changes due to within-firm vs entry and exit effects. Second, it sketches some possible channels through which liberalization might alter labor demand elasticities associated with the entry and exit of firms and turnover more generally. Third, it offers among the first estimates of own wage elasticities of employment due to entry and exit and the first that are comparable among countries. Fourth, it attempts to link any observed changes in these elasticities to measures of openness and liberalization.

II. Conceptual Issues

Identifying any links between firm turnover and labor demand and trade liberalization requires entering the complex theoretical literature on firm dynamics which, unfortunately, enjoys nowhere near the consensus of that of the neo-classical model of the firm. Only Hamermesh (1988), using a fairly traditional model of the firm, has focused specifically on the issue of how wage changes may induce exit, and nowhere does the literature make the linkage to openness. Jovanovic (1982), Pakes and Ericson (1990) and Hopenhayn (1992) have offered the most sophisticated, although distinct, models of firm entry and exit but none preoccupies itself

³ A related literature examines what variables, including wages may affect firm location but, as Hamermesh notes, this is not strictly comparable since the elasticity of firm location is almost certainly larger than that of the decision

especially with entry/exit response to factor price changes. What generally does emerge is that reductions in the fixed cost of entry and exit will make firms more sensitive to changes in costs. Reductions in barriers to imported capital and to entry of foreign firms, and the increased labor intensity of production might all be elements of external liberalization that could reduce fixed costs of entry and lead to greater exit/entry elasticities.

Gourinchas (1999,1998) extends the one sector non-representative models of reallocation (see Caballero and Hamour 1996) to analyze the impact of exchange rate appreciations on job creation and destruction, including that due to firm entry and exit. His work, by treating exchange rate movements implicitly as movements in the shadow price of labor is broadly related to the what is examined here, although it is not concerned with how labor demand elasticities may change with liberalization or the protection that arises from a depreciation.⁴ Nonetheless, consistent with the discussion above, he speculates that the lower responsiveness of both net and gross flows in the French export sector may be due to higher entry costs. To the degree that trade liberalization lowers these, responsiveness would rise.

The lessons from the by now vast literature on irreversible investment under uncertainty offer additional insights. (See Dixit and Pindyck, 1994). The inability of investors to predict the future path of returns to investments with certainty, and the fact that much of an investment, whether in plant and equipment, marketing, information collection etc. is not recoupable if the firm goes bankrupt, makes firms react far more sluggishly to changes in expected profitability than they would in the absence of any uncertainty. The analytics are sufficiently complicated as to make closed form solutions for entry and exit elasticities difficult. But both simulations and empirical evidence suggest that the elasticity of the response of investment to price or cost

to open the firm in the first place.

changes varies greatly dependent on the degree of uncertainty faced.⁵ The reductions in macro-uncertainty that have tended to accompany trade liberalization in Latin America might therefore induce an apparent correlation with greater exit elasticities. On the other hand, greater uncertainty around the permanence of the open regime or exchange rate depreciation,⁶ or greater exposure to international shocks⁷ might have the reverse effect.

Caballero (1991) has introduced an important caveat to these findings noting that implicit in this literature is the assumption of imperfect competition. As market structure becomes more competitive, he finds that uncertainty begins to *increase* investment (see also the models of Abel 1983). Consistent with this, Guiso and Parigi (1999) find that the negative effect of uncertainty is stronger in Italian industries where firms have more market power. Since one presumed impact of trade liberalization is to increase overall competition, the potential sign switch makes theoretical inference about the effects discussed above even more difficult.

In addition to influencing demand elasticities, these changes may also affect overall job reallocation. Hopenhayn, for example, shows that firm turnover increases with a fall in entry costs. Again, however, there is no systematic theoretical treatment of the relationship with

⁴ He finds, for instance, that in the US a 1% appreciation decreases tradables employment (by continuing and entering and exiting firms) by .027% and in France by .95% over the next two years.

⁵ As examples, Hasset and Metcalf (1992) show that investment in household energy saving technologies in response to a 15% tax credit almost doubles from their base case in the absence of uncertainty. Servén and Solimano (1993) find investment in LDCs to be unresponsive to changes in profitability in the face of uncertainty. The literature also suggests that there need not be a symmetric impact on entry and exit of an increase in uncertainty.

⁶ Bermanke (1983) shows that such uncertainty leads to waiting and overall lower responsiveness to return changes. In the present case, it is unclear whether entrepreneurs interpreted the return to protectionism in both Colombia and Chile as more credible than the subsequent attempts to re-open the economies. As Chilean entrepreneurs expressed, it is exchange rate stability over the medium term rather than the short term that is important to investors. (See Maloney 1999). In both countries, very large movements of the real exchange rate would be followed by extreme movements in the opposite direction in under five years. Gourinchas (1999) assumes that exchange rate fluctuations are largely anticipated and thus does not specifically consider these effects.

⁷ Servén (2000) finds that in the aggregate there is no increase in uncertainty after trade reform in Latin America.

liberalization. The empirical evidence is limited. Dunne, Roberts, and Samuelson (1989) found no strong trend in plant-level turnover in US manufacturing from 1963-1982, a period of substantial tariff reduction and technological progress. Davis, Haltiwanger and Schuh (1996) find no relationship between US job flows and either import penetration or export share although Klein, Schuh and Triest (2000) find that the responsiveness of job flows to the real exchange rate varies with the industries openness to international trade. Gourinchas finds that, for the US, appreciations are associated with higher rates of turnover and depreciations with a “chill” or reduced gross flows. Little association was found for France.

For LDCs, Roberts and Tybout (1996) find high turnover in Chile, Colombia and Morocco relative to the US (Davis and Haltiwanger 1990), but no obvious relation with trade reform. Tybout (1996) finds very high exit rates following the Chilean liberalization. However, Roberts (1996) finds that average entry and exit actually rose with trade restrictions in Colombia 1983-1985 relative to the previous period of relative openness. Levinsohn (1999) confirms Tybout’s results for Chile using the same data, and also establishes that turnover is somewhat higher among tradeables than non-tradeables. This suggests that, to the degree that trade liberalization expands the share of tradeables in total output, it may lead to more churning in the job market.

IV. Definitions

We follow Davis and Haltiwanger (1992) and others in defining the relevant variables. Let n_{it} be the employment stock of firm i at period t . We define employment growth of firm i as

$$g_{it} = (n_{it} - n_{it-1}) / x_{it}$$

where $x_{it}=(n_{it}+n_{it-1})/2$. It is clear that $g_{it} \in [-2, 2]$, with the lower bound indicating that a firm exited and the upper bound that a firm entered the industry (or sample).

Job Creation (JC) is defined as the size-weighted sum of the firm employment, or job, growth rates summing over the firms ($i=1, \dots, N$) that experienced non-negative employment growth:

$$JC_t = \sum_{i=1}^N g_{it} w_{it} I(g_{it} > 0),$$

where $w_{it}=x_{it}/(\sum_{i=1}^N x_{it})=x_{it}/X_t$ is the firm weight and $I(\cdot)$ is the indicator function.

Conversely, Job Destruction (JD) can be defined as the size-weighted sum of firm employment growth, summing over the firms that experienced negative employment growth:

$$JD_t = \sum_{i=1}^N |g_{it}| w_{it} I(g_{it} < 0),$$

where w_{it} and $I(\cdot)$ are as above. Both measures can also be defined for a specific sector, firm type or over a range of years.

Net employment growth (NEG) for year t is the aggregate employment change that is,

$$NEG_t = \sum_{i=1}^N g_{it} w_{it} = JC_t - JD_t.$$

Gross Job Reallocation (GJR), or turnover, for year t is measured as the sum of the two components of net job creation:

$$GJR_t = JC_t + JD_t.$$

JC (JD) may each be divided in two, respectively, separating the part due to starting or entering (exiting) firms, that is firm entry (exit), and the part due to continuing firms, that is firms that have positive employment over the years t and $t-1$:

$$JC_t = \sum_{i=1}^N g_{it} w_{it} I(g_{it} > 0) I(g_{it} \neq 2) + \sum_{i=1}^N g_{it} w_{it} I(g_{it} > 0) I(g_{it} = 2) = E + B,$$

where E stands for firm expansion and B for firm birth, and

$$JD_t = \sum_{i=1}^N |g_{it}| w_{it} I(g_{it} < 0) I(g_{it} \neq -2) + \sum_{i=1}^N |g_{it}| w_{it} I(g_{it} < 0) I(g_{it} = -2) = C + D,$$

where C stands for firm contraction and D for firm death.

V. Evolution of Reforms

Chile: 1979-1995:

In the context of wide ranging and profound structural reforms, Chile gradually reduced tariffs to a uniform 10% across industries by 1979. From 1976 to 1982, the industrial sector was thoroughly restructured both in terms of product mix, and shedding of labor. The period we analyze ranges from 1982 to 1995, a period in which the restructuring was largely complete, but which saw dramatic reversal in the protection that domestic firms would face. First, with the collapse of the currency peg in July of 1982, the currency depreciated almost 60% by 1985. Second, in March of 1983 tariffs were doubled to 20% and then raised to 35% in September 1984. They were eased back to 30% in March of 1985 then to 20% three months later where they stayed for two years until January 1988 when they were reduced to 15%.

The final reduction to 11% in June 1991 came on top of a rapid appreciation of the exchange rate of 22% from 1989-95. Arguably, the period of 1983-1988 was a period of relatively high protection compared either to the period that came before, or to that after 1990.

Colombia: 1977-1990

The 1970s were characterized by a fairly liberal trade environment. Quota restrictions were steadily reduced reaching their low point in 1980 when 69% of all commodities did not require import licenses. Nominal tariffs fell from an average of 46% in 1973 to 26.9% in 1980.

An appreciating real exchange rate and a worsening trade deficit led to a tendency to reverse trade liberalization in 1981 that sharply accelerated between 1983-1985. The share of commodities in the free import category fell from 69% in 1980 to 5% in 1984. 83% required licenses and 16.5% were prohibited. Nominal tariffs rose to over 55% in 1983.

A gradual process of liberalization began in 1985. The Plan Vallejo liberalized imports of intermediate and capital goods and 1988 saw again a sharp reduction in overall tariffs. 1990 saw even stronger measures with the virtual elimination of the licensing regime and a cutting of average tariffs also by roughly half. However the actual reduction in protection to Colombian industry is difficult to measure. From 1983 to 1991, the exchange rate depreciated by roughly 50%, arguably leaving the level of protection in 1990 similar to that previous. Looking at a crude measure of nominal tariff and exchange rate movements, substantial lowering of protection only occurs in 1990 and 1991 (Roberts 1996 p 228, Ocampo and Villar 1992).

VI. Data

The analysis uses plant-level data sets for Colombia (1977-91) and Chile (1979-95), covering manufacturing plants of all sizes in Colombia and those with 10 or more workers in Chile, and containing detailed information on firm characteristics.⁸ Both the Colombian data and the Chilean data set for the years 1979-1986 were prepared by Roberts and Tybout (1996) for the World Bank financed project "Industrial Competition, Productivity, and Their Relation to Trade Regimes" and we extended the Chilean data to 1995 with the help of the Chilean *Instituto*

⁸ The Colombian data set covers plants with less than 10 workers during the periods 1977-82 and 1985-91.

Nacional de Estadística. This allows us to generate descriptive statistics and results based on 10 additional years of data, covering from 1979 to 1995. Continuing firm (conventional) labor demand equations using the same data set were estimated by Fajnzylber and Maloney (2000a, 2000b).

These data have several advantages. First, they have broad micro-level coverage, including all manufacturing establishments with at least ten employees, and have been “cleaned” on a consistent basis. Second, each plant has a single identifying number that allows the construction of panels that follow establishments over time and permit studying the dynamics of firm entry and exit. Part of the analysis on exit uses probit estimates at the plant level, and part works at the industry level by generating continuous measures of job creation, destruction, net creation and turnover. The panels also provide lagged values to serve as instruments for potentially endogenous variables.⁹

One possible concern has to do with the truncation of the manufacturing surveys at 10 workers – during the whole period in Chile and during 1983-84 in Colombia. This implies that we cannot know for certain if a firm that disappears from the survey in fact is dying, or simply has contracted below the 10 workers threshold. Similarly, expansions can mistakenly be counted as plant entries. Fortunately, since the 1977-82 Colombian data does cover the complete population of manufacturing plants, we can measure what fraction of establishment really enters the industry or go out of business and what fraction is in fact expanding or contracting across the threshold. We can also count the number of entries and exits of plants with less than 10 workers that are actually missed when only the larger plants are considered. We find that, at least in Colombia during 1977-82, an arbitrary truncation of the sample at ten workers would lead to an

⁹ We do not aggregate individual plants into firms, since it is impossible for us to identify them with complete confidence as belonging to a particular firm.

overestimation of job creation and destruction by entering and exiting plants by 2.4% and 5.1% respectively. Thus, constraining the sample to plants of at least ten workers causes a relatively small error in the estimate of the number of jobs that are created or destroyed through plant entry and exit.

VII. Empirical Overview

Figures 1-4 for Chile and 5-8 for Colombia as well as Tables 1 and 2 give a broad overview of trends in employment dynamics in the two countries. The vertical lines broadly demark distinct periods of NEG behavior. Each graph plots the total variable and the contribution of both continuing firms (cont.) and firms being born and dying (BD).

Several important points emerge from the graphs and tables:

First, it would be difficult to identify periods of more or less job creation with periods of reform or counter-reform and in fact “cyclical” effects largely overshadow secular movements. Chilean job creation is dominated by the 1982 collapse and subsequent recovery which make drawing conclusions about the “steady state” difficult.¹⁰ In Colombia, as well, the 1985-87 Coffee boom that may partially drive the second period of high net job growth probably is unrelated to reform initiatives. In neither country would it be obvious to conclude that the variance of net job creation is rising over time.

Second, in both countries roughly 40% of job creation and destruction occurs by entering and exiting firms. The magnitudes are such as to justify the present investigation into the response of entering and exiting firms to wages, and turnover more generally. During several periods, particularly in Chile over 1990-1995, the contributions of entry and exit are roughly equal.

¹⁰ Net employment growth (NEG) is broadly correlated with output (Pearson correlation = 0.57).

Third, as noted earlier by Roberts (1996) turnover rates at around 25% are higher than US levels of around 20%. In neither country is there an obvious cyclical pattern¹¹ and there is no clear rising trend in gross job reallocations with time or with liberalization. In Chile, 1980 was still a period of industrial restructuring and this may generate exceptionally high turnover in the first period. However, the low tariff, appreciated exchange rate 1990-1995 period has lower rates of turnover than even the more protected second period. In Colombia as well, since turnover shows a brief rise (deviating from its secular decline across time) precisely in the period of high protection and depreciated real exchange rate (RER), it would again be difficult to argue that liberalization creates more turnover. The jump in 1991, in the period of new liberalization may represent a new tendency with the re-liberalization, but the data do not permit establishing this with more confidence.

VIII. Entry/Exit Elasticities.

GMM Estimates at the Industry Level.

As section II suggests, no obvious or unique specification is dictated by theory for net employment growth, its components or even less for gross job reallocation. Because we wish to generate results broadly comparable to standard demand elasticities we estimate:

$$NEG_{jt} = \beta + \beta_w \Delta W_{jt} + \sum_t \beta_t D_t + \varepsilon_{jt} \quad \text{For cont. firms}$$

$$NEG_{jt} = \alpha + \alpha_w \Delta W_{jt-1} + \sum_t \alpha_t D_t + \nu_{jt} \quad \text{For BD firms}$$

¹¹ The correlation coefficients between net employment growth and gross job reallocation are -0.21 and 0.06, for Chile and Colombia respectively, both insignificant at the 10% level. This is in contrast to the US (Davis and Haltiwanger, 1992) and the UK (Konings, 1995), where job reallocation is countercyclical, and similar to Canada, Denmark, Norway and Italy (Garibaldi, 1999).

The rate of growth of employment in sector j in period t is a function of the log of wages, time varying levels effects that affect all sectors equally – captured by year dummy variables D_t – and a random error term. In the case of entry and exit, we assume that the relevant wages are those that prevailed in $t-1$. As explained above, NEG_{jt} is the rate of growth of employment, either due to the expansion and contraction of incumbent firms, or to firm birth and death. Thus, it can be argued that even if the stock of employment is affected by unobserved heterogeneity, the latter does not affect NEG.

We omit industry output for two reasons. The first is conceptual. For continuing firms, the constant output own wage elasticity has a clear meaning as the measure of ease of substitution among factors, for a given level of production. However, for entering and exiting firms this interpretation makes no sense since, by definition, output is changing with birth and death in a discrete way. The second is that the discussion about increasing elasticities with trade reform is fundamentally about total elasticities, including the effect on scale of production, not just substitution.

Since our units of analysis is the industry, there are reasons to believe that wages may be endogenous due to simultaneity and/or to the existence of measurement error. We control for these problems by using a Generalized Method of Moments (GMM) estimator using wages lagged two or more periods as instruments (three or more lags in the case of entry/exit).

For employment growth and wages, three digit industry level averages are employed (86 industries in Chile and 93 in Colombia). Although the Chilean data covers 1979-95, industry identifiers are not available after 1986 so we focus on the earlier period. Because of the need to calculate rates of growth, we lose the first year of data in the two countries. In addition, the two initial years are used only to provide instruments for the potentially endogenous variables.

Tables 3 and 4 present the results. The estimates for continuing firms –Chile .30 and Colombia .19- are broadly consistent with those estimated elsewhere and for other countries.¹² For entering and exiting firms, Chile shows a wage elasticity of .35 and Colombia .42. Given the fact that perhaps 40% of total job creation and destruction is attributable to entering and exiting firms, the slightly higher own wage elasticities suggest that the impact on workers through this channel is probably of equal importance to the conventionally estimated continuing firm elasticities.

Probit Estimates

A second set of probit regressions on firm exit determinants can be run that exploits the individual firm data. Our interest is to calculate a form of exit-wage elasticity, that is, the impact of 1% cost increase (by means of a wage increase) on the likelihood of a firm going out of business.

$$Prob(g_{it+1}=-2) = \delta + \delta_{wi}\Delta W_{it} + \delta_{wj}\Delta W_{jt} + \sum_i \delta_i D_i + \sum_j \delta_j D_j + \varepsilon_{it}$$

Where i and j refer to plants and industries, respectively. We model our dependent variable again in a labor demand framework so as to generate comparable results with other estimates. Time and industry effects are added to control for economy wide and sectoral shocks, and, in the spirit of Davis and Haltiwanger (1992), to isolate idiosyncratic wage effects on firm behavior. Note that since previous wage evidence is not available for new firms and using aggregate wages would simply collapse the problem to the previous industry level exercise, we cannot run the

¹² In particular, Fajnzylber and Maloney (2000a) using the same data find elasticities at the establishment level for Chile of .37 for blue collars and .21 for white collars; and for Colombia .49 for blue collars and .26 for white

same probit for firm entrance. In order to get comparable results, we restrict the Colombian sample to firms with at least 10 employees.¹³

The results are presented in tables 5 (Chile) and 6 (Colombia). The first column of both tables includes only growth rates of plant and industry wages plus time and industry dummies. In both countries, individual plant wages enter *negatively* (with similar coefficients), counter to what might be predicted, while the industry wage enters with the predicted positive sign. The reason is suggested by an examination of figures 9 to 12, which follow Troske's (1996) analysis of U.S. firm entry and exit and which show the relationship between relative employment, wages, production and growth across the lifecycle.¹⁴ While firms are growing, their wages tend to grow more rapidly than the industry average while firms approaching death show relative wage declines. This suggests that the individual wage is, in some sense, capturing the nearness to exit of a firm. The industry wage may therefore be more relevant, as a measure of the reservation wage faced by workers.¹⁵

collars.

¹³ We also estimated, with similar results, the probit regressions based on samples of plants with at least 20 employees (in the two countries). The 1977-82 Colombian data suggests that this restriction of the sample implies a reduction of 44% in the number of exits considered, but also a reduction of the probability that a plant exits the sample but does not go out of business: from 16% for the sample of plants with at least 10 employees, to 4% for the sample of plants with at least 20 employees. The similarity in the results suggests that these are not driven but the fact that our data sets do not cover completely the plants with less than 10 workers.

¹⁴ Enterprise characteristics relative to industries' averages are regressed on a set of age, or years to exit, year and industry dummy variables. It is worth noting that Chilean and Colombian firms exit manufacturing in these countries at a much larger relative size than American firms (around 0.6 compared to 0.10) and start up relatively larger than their American counterparts (around 0.55 in Colombia, 0.7 in Chile vs. 0.4 in the US). In terms of Troske's interpretation, this suggests that the exit process is faster and less severe in Latin America, where sunk capital is apparently less important (so the value of the option of waiting to exit is lower).

¹⁵ See Hamermesh (1988) for a model that relates (positively) reservation wages and the probability of firm exit. The negative relationship between plant wages and exit probabilities is consistent with Dunne, Roberts and Samuelson's (1989) assertion that "firms less likely to fail offer higher wages as a premium to attract the best workers as the firm expects a long term relationship if worker quits are costly". Alternatively, as argued by these authors, if employees value long term employment, employee self-selection would create the same negative relationship between exit likelihood and plant wages.

Quantitatively, the estimated elasticities are relatively small. A 10% increase in industry wages causes a 12.2% increase in the exit probability in Chile ¹⁶ and a 2.5% increase in Colombia.

IX. Impact of Trade Liberalization on Elasticities

To test for the impact of trade liberalization over time, we introduce two types of proxies for openness, both free standing and interacted with the wage variables¹⁷:

1. *Changes in Regime: (Tariff Rate, Real Exchange Rate)* Using changing tariff or quota regimes has some advantages. As the proliferation of anti-dumping cases testifies, these may still understate the true degree of protection. Since real exchange rate movements also constitute protection, we include them as “regime” variables.¹⁸
2. *Realized trade flows: (Import Penetration Index, Export content of Production.)* Though seemingly logical measures of increased integration, these measures have two disadvantages. First, theoretically, it is not necessary for trade to actually occur for the domestic agent’s behavior to change, the threat is enough (Bhagwati). Hence very small or no observed

¹⁶ Results for the 1980-94 period are reported in table A1: a 10% wage increase causes a 7.1% increase in the exit probability. Note, however, that since we did not have access to industry identifiers after 1986, all plants that entered after this year are excluded from the analysis.

¹⁷ In the GMM industry estimates, only the openness variables that have cross-sectional variation are included free-standing.

¹⁸ Gourinchas (1999) has made the legitimate point that exchange rate movements cannot be taken as orthogonal to either the factors that theoretically should determine them (productivity shocks, aggregate demand) or monetary policy, both of which might also affect firm dynamics. Since the specifications already become somewhat unwieldy with the multiple interaction terms, and because, as he notes, the predictive power of these factors over the short-to minimum term has been very poor, we do not interact wages with proxies for these determinants as well.

imports may nonetheless be associated with large changes in industrial structure. Second, customary measures of competition are extremely noisy.

Industry Results:

In Chile, realized trade flows do not have a significant effect on the wage-elasticity of entering and exiting firms, but they do lead to larger elasticities for incumbent firms. Although the latter evidence is consistent with the hypothesis advanced by Rodrik, the same cannot be said of the impact of exchange rates and tariffs increases. Indeed, these are associated with greater wage elasticities of, respectively, incumbent and entering/exiting firms. In the case of the latter, however, real exchange protection does decrease the responsiveness of employment to wages. As for the effects of the free standing import penetration and export coefficients, only the former appear to be significant, but they have opposite signs in the two samples: imports reduce employment in entering and dying firms but they increase employment by incumbents.

In Colombia the effects of trade openness are relatively similar across the two sets of regressions, but results vary considerably with each specific indicator. Exports increase both the employment level and its wage elasticity. Counterintuitively, import penetration has the reverse effect for entering and exiting plants and is not significant in the case of continuing plants. There is also evidence that for continuing firms real exchange rate protection reduces the sensitivity of employment changes to the wage rate, as Rodrik might predict.

Probit Results:

The impacts of the trade related variables on both the firm and industry wage elasticities are ambiguous, although very similar in the two countries. Neither export share nor import

penetration have any effect in either country. The interactive terms on the industry variables are those relevant for our discussion but they show no clear pattern. In both countries, raising tariffs does decrease the exit elasticity as predicted, but exchange rate protection has the opposite counterintuitive effect. Particularly in this case, however, the movements in real exchange rate, and industry wages may be related through other general equilibrium effects and we may not be measuring protection per se. In sum, there is little evidence that exit elasticities with respect to industry wages are affected in a consistent way by the trade variables.

X. Conclusion

This paper has established that the employment contribution of entering and exiting firms is almost as important as that of continuing firms. Understanding its sensitivity to wage changes therefore merits attention equal to that given to continuing firm wage elasticities. The estimates presented here for Colombia and Chile are surprisingly similar and somewhat higher than continuing firm elasticities. The evidence on the effect of trade liberalization is very ambiguous. At the industry level, the data suggest that in Chile higher exchange rate protection does reduce the wage-employment elasticity of entering and exiting plants. However, the opposite effect is found for continuing plants and results are reversed in the case of Colombia. Moreover, in this country, higher import penetration leads to lower elasticities and in Chile, higher tariffs increase it. These findings, combined with very ambiguous results on the determinants of plant exit (probit regressions) suggest that circumspection is warranted in asserting that trade liberalization will lead to higher own-wage elasticities of labor demand.

XI. References:

- Abel, A (1983) "Optimal Investment under Uncertainty," American Economic Review 73:228-33
- Arellano, M. and Bond, S. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." Review of Economic Studies 58: 277-297.
- Bhagwati, J. (1965) "On the Equivalence of Tariffs and Quotas," in R.E. Baldwin (ed.) Trade, Growth and the Balance of Payments, Amsterdam: North Holland.
- Berger M and J. Garen (1990), "Heterogeneous Producers in an Extractive Industry," Resources and Energy 12:295-310.
- Bernanke, B. (1983), "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment" Quarterly Journal of Economics 98:85-106.
- Blanchflower, D. and Burgess, S. (1996). Job creation and Job destruction in Great Britain in the 1980s. Industrial and Labor Relations Review 50(1), 17-38.
- Caballero, R.(1991) "On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship," American Economic Review, 81:279-288
- Caballero, R and M. Hammour (1996), "On the Timing and Efficiency of Creative Destruction," Quarterly Journal of Economics 111:805-852
- Carleton, D (1979) "Why New Firms Locate Where They Do: An Econometric Model," in W. Wheaton, ed., Interregional Movements and Regional Growth, Washington, DC:Urban Institute.
- Davis, S. and Haltiwanger, J. (1990). Gross job creation and destruction: macroeconomic evidence and macroeconomic implications. NBER Macroeconomics Annual 5, 123-168.
- Davis, S. and Haltiwanger, J. (1992). Gross job creation, gross job destruction and employment reallocation. Quarterly Journal of Economics, 107(3), 819-864.
- Davis, S., J. Haltiwanger and S. Schuh (1996), Job Creation and Destruction, MIT Press.
- Dixit, A.K. and R. S. Pindyck (1994), Investment Under Uncertainty, Princeton: Princeton University Press.
- Dunne, T., Roberts, M. and Samuelson, L. (1989). Plant turnover and gross employment flows in the US manufacturing. Journal of Labor Economics 7(1), 48-71.

- Fajnzylber, P. and W.F. Maloney (2000a), "Labor Demand in Colombia, Chile and Mexico, Dynamic Panel Modeling" mimeo, IBRD.
- Fajnzylber, P. and W.F. Maloney (2000b), "Labor Demand and Trade Liberalization in Latin America," Mimeo, IBRD.
- Garibaldi, P. (1999). "Job flow dynamics and firing restrictions." European Economic Review 42(1) 245-275.
- Gourinchas, P-O (1998) Exchange Rates and Jobs: What de We Learn from Job Flows, NBER Working Paper 6864.
- Gourinchas, P-O (1999) Exchange Rates Do Matter: French Job Reallocation and Exchange Rate Turbulence, 1984-1992. European Economic Review, 43:1279-1316.
- Guiso, L and G. Parigi (1999), "Investment and Demand Uncertainty" Quarterly Journal of Economics 64:185-227
- Hamermesh, D. (1993). Labor Demand. Princeton:University Press.
- Hamermesh, D. (1988), "Plant Closing and the value of the Firm" Review of Economics and Statistics. 70:580-86.
- Hasset, K.A. And G. E. Metcalf (1992) "Energy Tax Credits and Residential Conservation Investment." NBER Working Paper, Cambridge, MA.
- Hopenhayn, H. A. (1992), "Entry, Exit and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium," Econometrica, 60:1127-1150.
- Jovanovic, B. (1982), "Selection and the Evolution of Industry," Econometrica, 50:649-670.
- Klein, M., Shuh, S. and Triest, R. (2000). Job creation, Job destruction and the real exchange rate. NBER Working Paper 7466, January.
- Konings, J. (1995). Job creation abd job destruction in the UK manufacturing sector. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 57(1), 5-24.
- Levinsohn, J. (1999) Employment responses to international liberalization in Chile. Journal of International Economics. 47(2) 321-344.
- Maloney, W. (1999) "Exchange Rate Uncertainty and the Law of One Price," Review of International Economics 7:328-341.

- Ocampo, J.O. and L. Villar (1992), "Trayectoria y Vicisitudes de la Apertura Economica Colombiana," Pensamiento Iberoamericano 21:165-186.
- Pakes , A and R. Ericson (1998), "Empirical Implications of Alternative Models of Firm Dynamics," Journal of Economic Theory 79: 1-45.
- Roberts, M. (1996). Employment Flows and Producer Turnover, in: Roberts M. and Tybout, J. (eds.) Industry Evolution in Developing Countries. New York:Oxford Unviersity Press
- Roberts, M. J. and Tybout, J. R. (1996). Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure. New York, NY: Oxford University Press.
- Roberts, M J. and Skoufias, E. (1997). "The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Industries." Review of Economics and Statistics 79: 330-334.
- Rodrik, D. (1997). Has Globalization Gone Too Far? Washington, DC: Institute for International Economics.
- Servén, L. (2000), "Note on the Evolution of Macro-economic Risk in Latin America," mimeo, IBRD.
- Servén, L. and Solimano, A. (1993), "Private Investment and Macroeconomic Adjustment: A Survey," World Bank Research Observer, 7:95-111.
- Troske, Kenneth R. (1996) "The Dynamic Adjustment Process of Firm Entry and Exit in Manufacturing and Finance, Insurance, and Real Estate," Journal of Law and Economics 39:705-735.
- Tybout, J. (1996) Chile, 1979-86: Trade liberalization and its aftermath. in: Roberts M. and Tybout, J. (eds.) Industry Evolution in Developing Countries. New York: Oxford University Press.

Table 1 – Chile (1979-95): Net Employment Growth and Turnover Components

YEAR	Plant Birth (1)	Plant Expansion (2)	Plant Contraction (3)	Plant Death (4)	Total Job Creation (1+2)	Total Job Destruction (3+4)	Net Empl. Growth (1+2-3-4)	Gross Job Reallocation (1+2+3+4)	Share of Jobs in (1+4)	Share GJR due to B+D (1+4)/(1+2+3+4)
1980	2.25	8.85	8.68	8.83	11.10	17.50	-6.40	28.60	5.54	38.73
1981	3.32	6.90	9.45	7.94	10.22	17.40	-7.17	27.62	5.63	40.79
1982	2.29	3.66	17.74	7.14	5.95	24.88	-18.92	30.83	4.71	30.58
1983	4.31	7.89	7.76	6.42	12.21	14.18	-1.97	26.39	5.37	40.69
1984	7.29	11.67	5.27	3.78	18.96	9.04	9.92	28.01	5.53	39.52
1985	2.49	10.81	4.89	1.98	13.30	6.88	6.42	20.18	2.24	22.17
1986	4.48	13.11	4.51	5.04	17.59	9.56	8.03	27.15	4.76	35.09
1987	8.73	13.51	4.44	4.81	22.24	9.24	12.99	31.48	6.77	43.00
1988	4.98	11.04	5.49	4.19	16.02	9.67	6.34	25.69	4.58	35.66
1989	6.01	11.56	5.63	3.75	17.57	9.37	8.20	26.95	4.88	36.21
1990	4.61	8.15	7.26	3.70	12.76	10.96	1.81	23.72	4.16	35.04
1991	4.51	8.80	7.18	2.56	13.31	9.74	3.57	23.05	3.53	30.65
1992	6.12	8.64	5.63	3.54	14.76	9.17	5.58	23.93	4.83	40.35
1993	4.79	7.77	7.03	3.59	12.56	10.62	1.94	23.17	4.19	36.15
1994	3.81	7.29	7.04	3.53	11.10	10.58	0.53	21.68	3.67	33.86
1995	5.54	6.55	7.79	3.89	12.09	11.68	0.41	23.77	4.71	39.66

Source: Authors' calculations based on Chilean Industrial Survey.

Table 2 – Colombia (1977-91): Net Employment Growth and Turnover Components

YEAR	Plant Birth (1)	Plant Expansion (2)	Plant Contraction (3)	Plant Death (4)	Total Job Creation (1+2)	Total Job Destruction (3+4)	Net Empl. Growth (1+2-3-4)	Gross Job Reallocation (1+2+3+4)	Share of Jobs in (1+4)	Share GJR due to B+D (1+4)/(1+2+3+4)
1978	7.86	8.08	5.57	7.68	15.93	13.26	2.68	29.19	7.77	53.23
1979	9.17	7.90	5.48	8.25	17.07	13.73	3.35	30.80	8.71	56.56
1980	6.81	6.14	6.50	6.57	12.96	13.07	-0.11	26.02	6.69	51.42
1981	6.33	5.38	7.67	7.06	11.71	14.72	-3.01	26.44	6.69	50.63
1982	5.16	5.81	9.34	4.17	10.98	13.51	-2.53	24.49	4.67	38.10
1983	4.47	5.62	8.05	5.43	10.09	13.48	-3.39	23.57	4.95	42.03
1984	3.92	6.16	7.17	4.77	10.08	11.94	-1.85	22.02	4.35	39.48
1985	4.85	5.14	9.21	4.66	9.99	13.87	-3.88	23.86	4.75	39.85
1986	6.44	6.67	5.47	5.25	13.11	10.73	2.38	23.84	5.84	49.04
1987	5.19	8.57	4.84	3.11	13.76	7.95	5.81	21.71	4.15	38.25
1988	3.97	6.71	6.76	4.12	10.68	10.88	-0.21	21.56	4.04	37.52
1989	4.32	6.65	5.87	3.25	10.97	9.13	1.85	20.10	3.79	37.70
1990	2.68	6.80	5.77	2.89	9.47	8.65	0.82	18.12	2.78	30.69
1991	3.69	7.39	6.02	4.87	11.08	10.88	0.20	21.96	4.28	38.97

Source: Authors' calculations based on Colombian Industrial Survey.

Table 3: Net Employment Growth, Wages and Trade Openness in Chilean Industries (1982-86)
(standard errors in parenthesis)

	Continuing Plants			Entering and Exiting Plants		
Ln(Wages)	-0.297(*) (0.058)	-0.166(*) (0.028)	-0.184(*) (0.044)	-0.353(***) (0.186)	-0.296 (0.188)	-0.522 (0.344)
Ln(Wages)*Real Exchange Rate		-0.0001 (0.0001)	-0.001(*) (0.0002)		0.002(***) (0.001)	0.003 (0.002)
Ln(Wages)*Import Penetration		-0.001(*) (0.0002)			-0.001 (0.001)	
Ln(Wages)*Export Coefficient		-0.001(*) (0.0002)			0.0001 (0.001)	
Ln(Wages)*Tariff Rate			-0.0001 (0.001)			-0.007(***) (0.004)
Import penetration		0.006(*) (0.001)			-0.011(*) (0.004)	
Export Coefficient		-0.0003 (0.0004)			0.002 (0.002)	
Constant	-0.170(*) (0.012)	-0.154(*) (0.013)	-0.134(*) (0.015)	0.001 (0.039)	-0.238(***) (0.145)	-0.393 (0.296)
Wald Test: p-value(a)		0.000	0.000		0.161	0.196
Sargan Test: p-value	0.107	0.556	0.216	0.606	0.407	0.726
Test for 2 nd order Autocorrelation: p-value	0.220	0.314	0.403	0.714	0.499	0.644
No. Of Observations (Industries)	421 (86)	421 (86)	421 (86)	421 (86)	421 (86)	421 (86)

Notes: GMM estimates with first-differenced data. For entering and exiting firms the log of wages is lagged one period. Time dummies were included but are here omitted. Instruments are second through fifth lags of wages for continuing plants, and third through sixth lags for entering and exiting plants. (*) Significant at the 1% level. (**) Significant at the 5% level. (***) Significant at the 10% level. (a) Wald Test of Joint Significance of the variables constructed as interactives of the log of wages with openness variables.

Table 4: Net Employment Growth, Wages and Trade Openness in Colombian Industries (1980-91)
(standard errors in parenthesis)

	Continuing Plants			Entering and Exiting Plants		
Ln(Wages)	-0.189(*) (0.059)	-0.253(*) (0.047)	-0.204(*) (0.061)	-0.420(*) (0.127)	-0.251(*) (0.080)	-0.436(*) (0.150)
Ln(Wages)*Real Exchange Rate		0.001(*) (0.0003)	0.001(***) (0.0006)		-0.0004 (0.0004)	-0.0003 (0.001)
Ln(Wages)*Import Penetration		0.0006 (0.0004)			0.003(*) (0.001)	
Ln(Wages)*Export Coefficient		-0.004(*) (0.0005)			-0.002(*) (0.001)	
Ln(Wages)*Tariff Rate			0.00004 (0.001)			0.001 (0.001)
Import penetration		-0.002 (0.001)			-0.011(*) (0.003)	
Export Coefficient		0.015(*) (0.002)			0.007(*) (0.002)	
Tariff Rate			-0.0001 (0.002)			-0.003 (0.003)
Constant	0.009 (0.009)	0.001 (0.004)	0.005 (0.008)	0.006 (0.015)	-0.009 (0.008)	0.011 (0.014)
Wald Test: p-value(a)		0.000	0.231		0.000	0.512
Sargan Test: p-value	0.800	0.497	0.809	0.559	0.610	0.693
Test for 2 nd order Autocorrelation: p-value	0.945	0.877	0.998	0.736	0.826	0.684
No. Of Observations (Industries)	1084 (93)	1084 (93)	1084 (93)	1084 (93)	1084 (93)	1084 (93)

Notes: GMM estimates with first-differenced data. For entering and exiting firms the log of wages is lagged one period. Time dummies were included but are here omitted. Instruments are second and third lags of wages for continuing plants, and third and fourth lags for entering and exiting plants. (*) Significant at the 1% level. (**) Significant at the 5% level. (***) Significant at the 10% level. (a) Wald Test of Joint Significance of the variables constructed as interactives of the log of wages with openness variables.

Table 5: Exit Probability, Wages and Trade Openness in Chilean Plants (1980-86)
(marginal effects with standard errors in parenthesis)

Dependent variable: Exit during Following Year			
Ln(Plant Wages)	-0.018(*) (0.006)	0.180(*) (0.025)	0.201(*) (0.026)
Ln(Industry Wages)	0.113(*) (0.022)	-0.120 (0.077)	-0.151(**) (0.077)
Ln(Plant Wages)*Real Exchange Rate		-0.002(*) (0.0002)	-0.002(*) (0.0002)
Ln(Plant Wages)*Import Penetration		-0.0001 (0.0002)	
Ln(Plant Wages)*Export Coefficient		0.0001 (0.0002)	
Ln(Plant Wages)*Tariff Rate			0.002(*) (0.001)
Ln(Industry Wages)*Real Exchange Rate		0.001(**) (0.0006)	0.002(*) (0.001)
Ln(Industry Wages)*Import Penetration		0.001 (0.0004)	
Ln(Industry Wages)*Export Coefficient		0.0001 (0.0004)	
Ln(Industry Wages)*Tariff Rate			-0.003 (***) (0.002)
Real Exchange Rate		0.008(*) (0.003)	0.0004 (0.003)
Import penetration		-0.003 (0.002)	
Export Coefficient		-0.001 (0.002)	
Tariff Rate			0.009 (0.007)
Pseudo R ²	0.024	0.031	0.030
Observed Exit Probability	0.093	0.093	0.093
Wald Test: p-value(a)	--	0.096	0.008
No. Of Observations	24694	24694	24694

Notes: Probit estimates with first-differenced data. Heteroskedasticity-robust standard errors (observations assumed independent across plants but not within plants). Time and industry dummies were included but are here omitted. (*) Significant at the 1% level. (**) Significant at the 5% level. (***) Significant at the 10% level. (a) Wald Test of Joint Significance of the variables constructed as interactives of the log of industry wages with openness variables.

Table 6: Exit Probability, Wages and Trade Openness in Colombian Plants (1978-90)
(marginal effects with standard errors in parenthesis)

Dependent variable: Exit during Following Year			
Ln(Plant Wages)	-0.034(*) (0.005)	0.096(*) (0.028)	0.091(*) (0.028)
Ln(Industry Wages)	0.020(***) (0.011)	-0.073 (0.052)	-0.041 (0.049)
Ln(Plant Wages)*Real Exchange Rate		-0.001(*) (0.0002)	-0.001(*) (0.0002)
Ln(Plant Wages)*Import Penetration		0.00003 (0.0003)	
Ln(Plant Wages)*Export Coefficient		-0.00002 (0.0004)	
Ln(Plant Wages)*Tariff Rate			0.0002 (0.0002)
Ln(Industry Wages)*Real Exchange Rate		0.001(***) (0.0004)	0.001(*) (0.0004)
Ln(Industry Wages)*Import Penetration		0.0001 (0.0005)	
Ln(Industry Wages)*Export Coefficient		-0.0001 (0.001)	
Ln(Industry Wages)*Tariff Rate			-0.001(*) (0.0003)
Real Exchange Rate		-0.0004 (0.001)	-0.001 (0.001)
Import penetration		-0.0003 (0.002)	
Export Coefficient		0.0003 (0.002)	
Tariff Rate			0.003(*) (0.001)
Pseudo R ²	0.020	0.021	0.021
Observed Exit Probability	0.079	0.079	0.079
Wald Test: p-value(a)	--	0.284	0.001
No. Of Observations	60893	60828	60828

Notes: Probit estimates with first-differenced data. Heteroskedasticity-robust standard errors (observations assumed independent across plants but not within plants). Time and industry dummies were included but are here omitted. (*) Significant at the 1% level. (**) Significant at the 5% level. (***) Significant at the 10% level. (a) Wald Test of Joint Significance of the variables constructed as interactives of the log of industry wages with openness variables.

Chile:

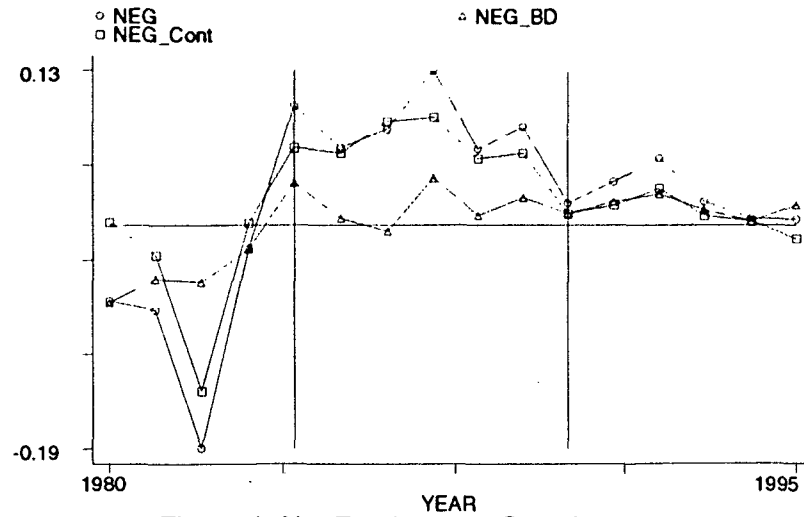


Figure 1: Net Employment Growth

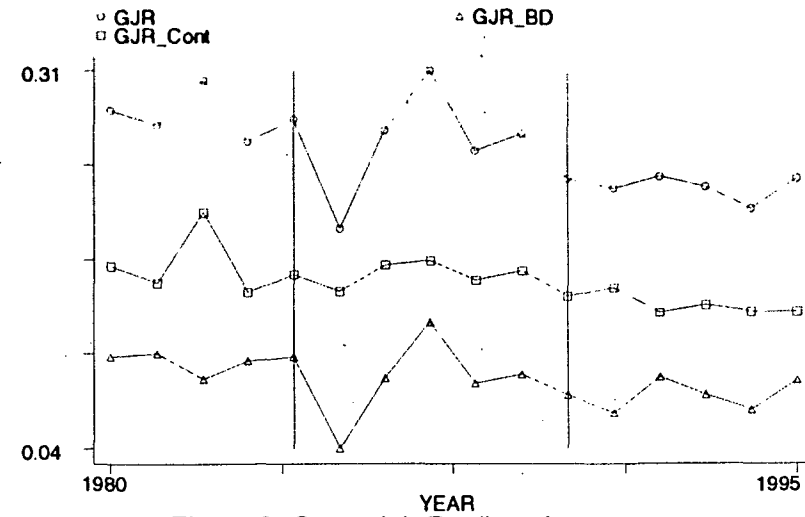


Figure 2: Gross Job Reallocation

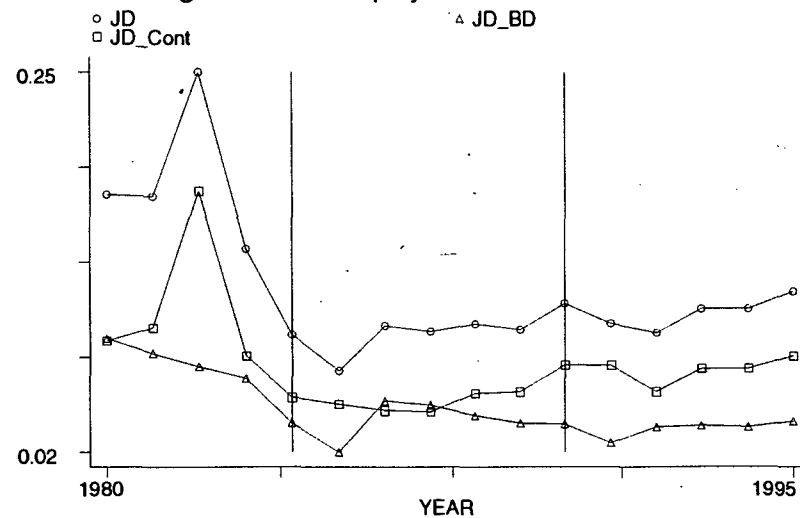


Figure 3: Job Destruction

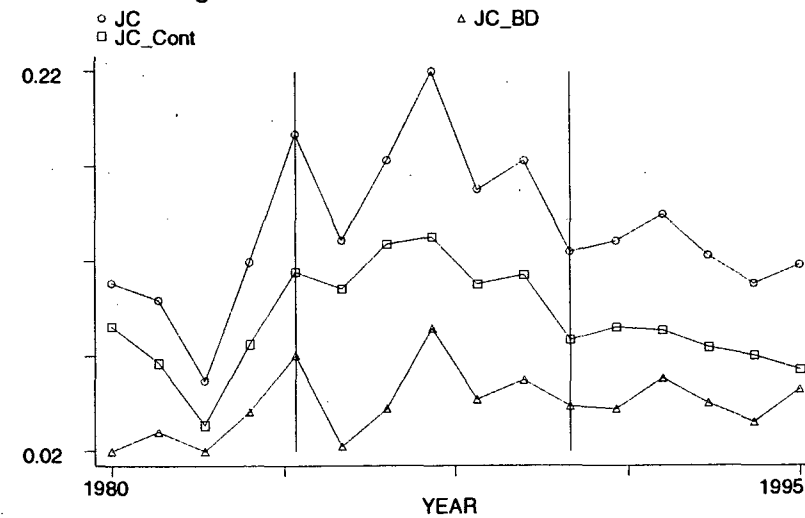


Figure 4: Job Creation

Colombia:

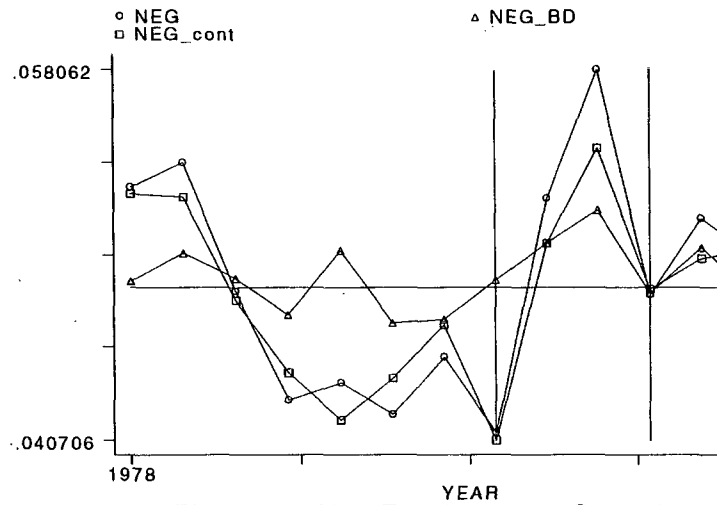


Figure 5: Net Employment Growth

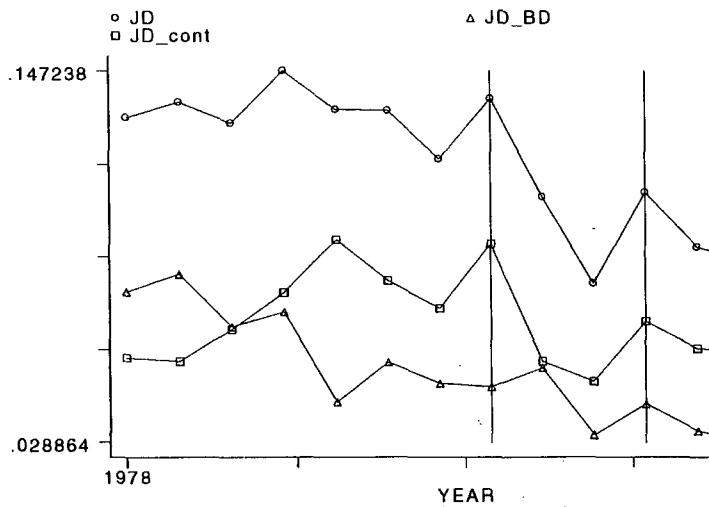


Figure 7: Job Destruction

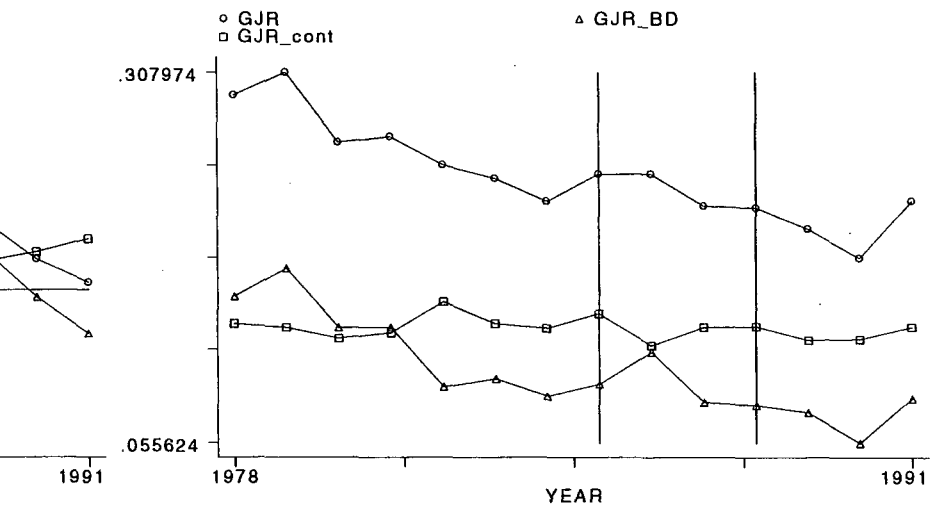


Figure 6: Gross Job Reallocation

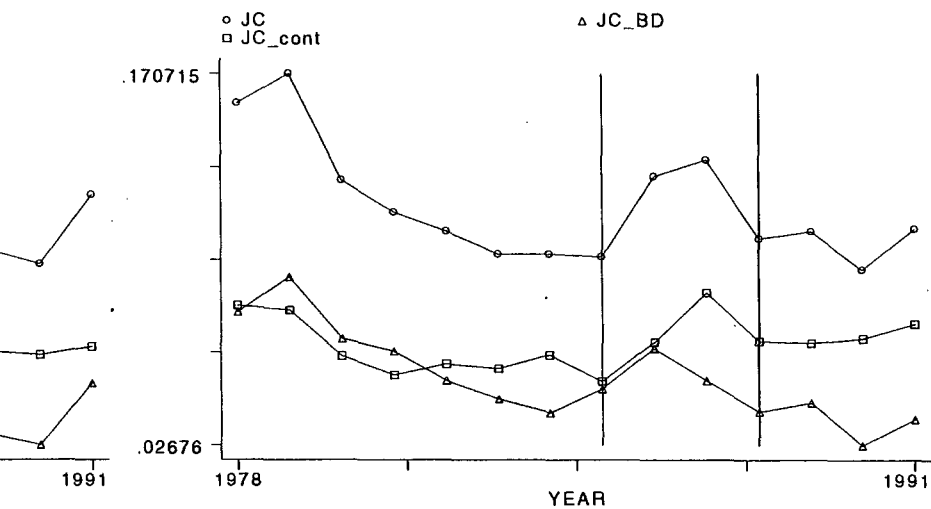
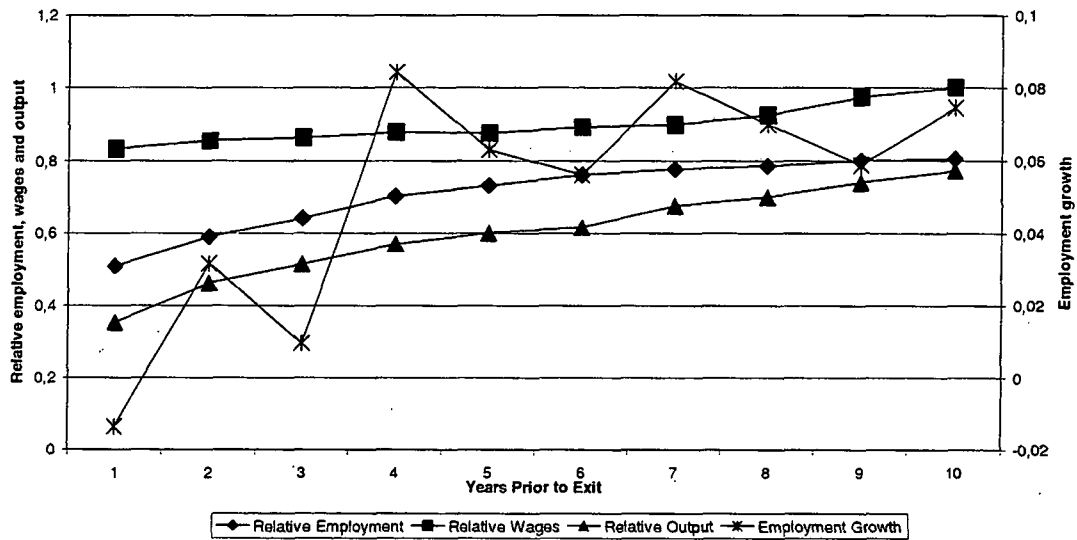


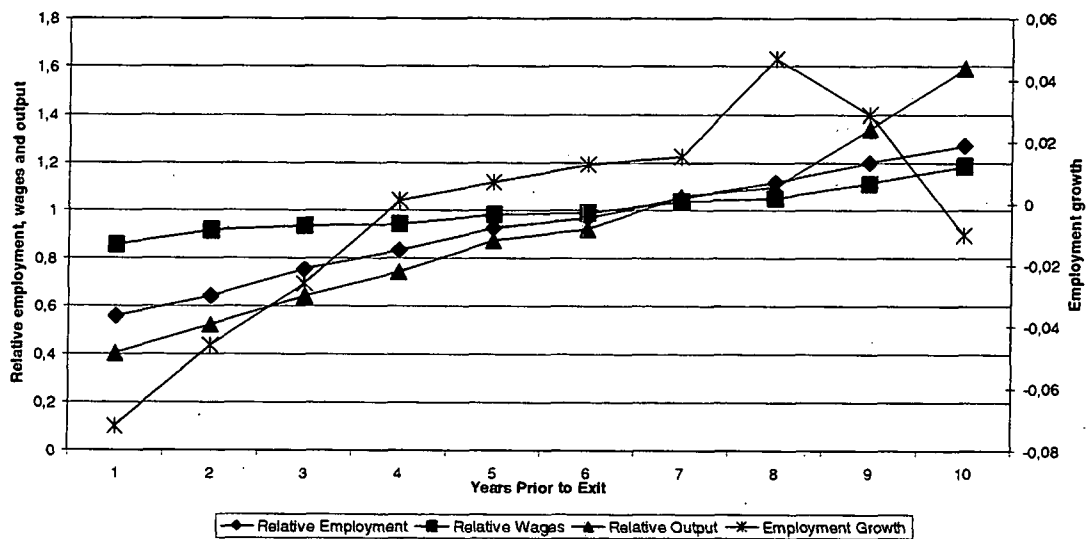
Figure 8: Job Creation

Figure 9: Estimated Relative Employment, Wages, Output and Growth by Years Prior to Exit - Chile (1983-86) (*)

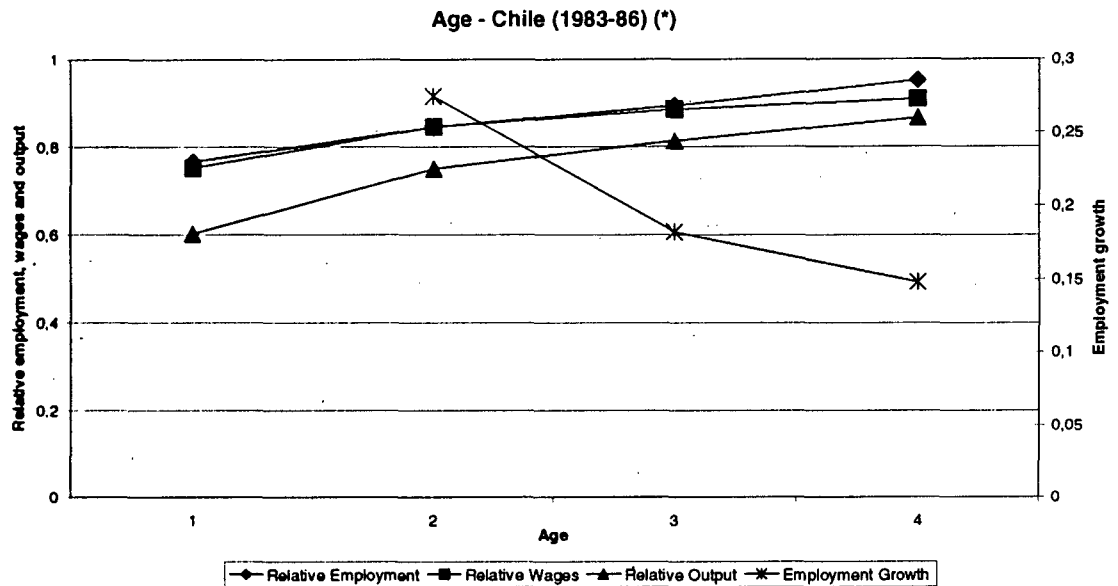


(*) Firms with 10 or more employees that have been in business for at least 4 years.

Figure 10: Estimated Relative Employment, Wages, Output and Growth by Years Prior to Exit - Colombia (1981-90) (*)

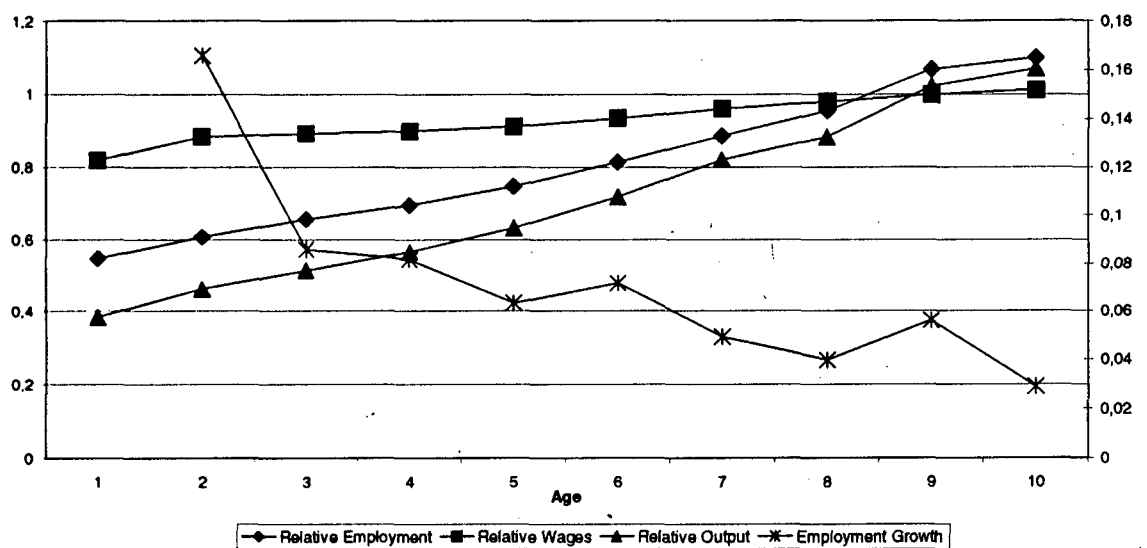


(*) Firms with 10 or more employees that have been in business for at least 4 years.



(*) Continuing firms with 10 or more employees.

Figure 12: Estimated Relative Employment, Wages, Output and Employment Growth by Age - Colombia (1987-90) (*)



(*) Continuing firms with 10 or more employees.

Table A1: Exit Probability, Wages and Trade Openness in Chilean Plants (1980-94)
(marginal effects with standard errors in parenthesis)

Dependent variable: Exit during Following Year			
Ln(Plant Wages)	-0.017(*) (0.004)	0.109(*) (0.018)	0.104(*) (0.018)
Ln(Industry Wages)	0.052(*) (0.021)	-0.052 (0.053)	-0.083 (0.055)
Ln(Plant Wages)*Real Exchange Rate		-0.001(*) (0.0001)	-0.001(*) (0.0001)
Ln(Plant Wages)*Import Penetration		-0.0001 (0.0001)	
Ln(Plant Wages)*Export Coefficient		-0.0001 (0.0001)	
Ln(Plant Wages)*Tariff Rate			0.002(*) (0.0005)
Ln(Industry Wages)*Real Exchange Rate		0.001(**) (0.0004)	0.001(*) (0.0004)
Ln(Industry Wages)*Import Penetration		0.00001 (0.0003)	
Ln(Industry Wages)*Export Coefficient		0.0003 (0.0003)	
Ln(Industry Wages)*Tariff Rate			0.00004 (0.001)
Real Exchange Rate		0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
Import penetration		0.001 (0.001)	
Export Coefficient		-0.001 (0.001)	
Tariff Rate			-0.014(**) (0.006)
Pseudo R ²	0.027	0.029	0.030
Observed Exit Probability	0.073	0.073	0.073
Wald Test: p-value(a)	--	0.123	0.033
No. Of Observations	52012	52012	52012

Notes: Probit estimates with first-differenced data. Heteroskedasticity-robust standard errors (observations assumed independent across plants but not within plants). Time and industry dummies were included but are here omitted. (*) Significant at the 1% level. (**) Significant at the 5% level. (***) Significant at the 10% level. (a) Wald Test of Joint Significance of the variables constructed as interactives of the log of industry wages with openness variables. Plants whose first entry occurred after 1986 are excluded.

COMENTÁRIOS

COMENTÁRIOS

Wage Inequality in Brazil: the Role of Trade Liberalization*

Very preliminary and incomplete

Gustavo Gonzaga
PUC-Rio

Naércio Menezes Filho
USP

Cristina Terra
EPGE-FGV

April 6, 2001

Abstract

Since trade liberalization started in 1988, Brazilian economy has experienced a simultaneous reduction in the ratio of skilled to unskilled labor earnings, and an increase in the proportion of skilled labor employed in the manufacturing sector. We study the role of trade liberalization on explaining wage inequality changes by performing empirical consistency checks on the causality path predicted by theory. If trade liberalization is responsible for the decrease in relative skilled labor earnings occurred in Brazil, one should observe: i) a positive correlation between price and tariff changes; ii) a negative correlation between price (and tariff) changes and skill intensity by industry; iii) a negative correlation between output (and employment) and skill intensity.

1 Introduction

From 1988 to 1995 the Brazilian economy underwent a massive trade liberalization process. Non-tariff barriers were substituted by tariffs, and average tariffs were reduced from an average of 31.6% in 1989 to 11.2% in 1994. Over the same period, there were two important movements in the labor market. First, there was a decrease in wage inequality in Brazil: more educated workers' average wages declined in relation to that of less educated workers. Second, there was a relative increase in skilled labor employment.

This paper investigates the role of trade liberalization and skilled labor relative supply on relative wage movements in Brazil. We perform empirical consistency checks on the causality path predicted by trade theory.

*The authors are grateful to Honório Kume for providing tariff data, Maurício Mesquita for help with price data, IBRE-FGV for providing domestic price data, Rogério Mazali and ... for research assistance. We thank CNPq for financial support.

There is a wide empirical literature that investigates the role of trade on wage inequality, specially for the United States (see Arbache(2000) and Slaughter (1998) for a description of part of this literature).

To be completed.

The paper is organized as follows. Section 2 presents the stylized facts, Brazilian trade liberalization process is briefly described in section 3, section 4 has the theoretical motivation, and the empirical results are in section 5. Section 6 concludes.

2 Stylized facts

An increase in the ratio of skilled to unskilled labor earnings since the 1980's was observed in most developed countries (see Johnson and Stafford, 1999). In Brazil, on the contrary, there has been a significant reduction in this ratio in the industrial sector since trade liberalization started in 1988, which occurred simultaneously to an increase in the proportion of skilled labor employed in manufacturing.

Table 1 shows the evolution of the proportion of skilled labor employed and the ratio of skilled to unskilled labor wages in the manufacturing sector. We use two thresholds to define skill level. High School Cut refers to workers with complete high school degrees, whereas College Cut refers to workers with at least one year of college education. Note that the College Cut proportion is less than half the High School Cut proportion. Data not reported here shows an even lower proportion, less than 5%, for complete college education. This is clearly not a relevant fraction of the labor force. With such a low endowment of college educated workers, it is reasonable to believe that the Brazilian economy is producing in a cone of diversification that does not contain any good that uses intensively that factor of production. Therefore, we choose to use the High School Cut in the empirical exercise performed here.

As shown in Table 1, the proportion of skilled labor employed (as measured by the High School Cut) increased from 21.9% in 1988 to 24.2% in 1995, while their relative wages dropped from 3.10 in 1988 to 2.59 in 1995.¹

Table 1 - Skilled Proportion and Relative Wages

Year	Skill Proportion		Relative Wages	
	High School Cut	College Cut	High School Cut	College Cut
1988	21.9%	9.5%	3.10	4.56
1989	21.1%	9.1%	3.00	4.33
1990	22.7%	10%	2.91	4
1992	22.1%	8.8%	2.70	3.77
1993	22.8%	8.7%	2.60	3.96
1995	24.2%	9.4%	2.59	3.97

Note: See data description below

¹It should be noticed that income distribution in Brazil has not changed significantly over the last 25 years, remaining one of the most concentrated in the world.

A simultaneous reduction in skilled labor relative earnings and an increase in its relative employment can only be attained with an increase in skilled labor relative supply. In fact, data from PNAD and other sources, not reported here, confirm that there has been an increase on average education for the population as a whole in Brazil (see ****referência****).

According to the Rybczynski theorem, a factor endowment increase will raise the output of the sector which uses the factor intensively by a greater proportion, and decrease the output of the other sector. Therefore, if the observed increase in skilled labor relative supply were the only change in the economy, one should observe a relative (output and employment) increase of the sectors that use skilled labor intensively. However, data show exactly the opposite: the employment share of those sectors has decreased from 45.4% in 1988 to 41.4% in 1995.²

To reconcile these stylized facts with theory, there must have been a decrease in relative demand for skilled labor, which could have been caused by trade liberalization or skilled biased technological changes (check if SBTC is compatible with falling p_s/p_u). The main objective of this paper is to identify possible shifts in labor demand that are due to trade liberalization.

3 Trade liberalization

Brazil has a long tradition of restrictive trade policy. After World War II the country pursued an import substitution strategy, along with several other Latin American countries. Such strategy was based on protection of domestic market and subsidies to chosen industries. From 1960 to 1973 there was a gradual import liberalization, combined with export promotion policies, including frequent exchange rate devaluation. As a result of these policies, Brazilian exports became considerably more diversified. For example, coffee exports, which account for 40% of total exports in 1964, reduced its share to only 20% in 1973. The impact on imports was not as significant. There was some import substitution in intermediate and capital goods, but imports remained highly concentrated in those goods, as well as in oil, which accounted for 20% of total imports in 1974.

The 1970's two oil crises brought about large trade imbalances. The Brazilian government chose to use restrictive trade policy instead of letting the exchange rate restore trade balance. Tariffs and non-tariff barriers were imposed, along with export promotion policies to compensate the anti-export bias generated by the import restrictions. The debt crisis of the 1980's called for large trade surpluses, which was attained by the intensification of trade restrictions, and an industrial policy which gave fiscal incentives and cheap credit to selected firms.

In sum, trade barriers were built over several decades, but responding to different policy orientations. Three distinct phases may be identified. From World War II to early 1970's they were part of an active import substitution

²Skilled labor intensive sectors are defined here as those with skilled labor proportions larger than the average for the manufacturing sector (21.9% in 1988).

program. From early 1970's to early 1980's the aim was to improve deteriorating trade balance due to the oil shocks. Finally, from early 1980's to 1990, as a drastic measure to deal with the debt crisis. Trade policy during the first phase was designed as an incentive to selected sectors, whereas in the other two periods trade policies in form of both tariff and non-tariff barriers were raised due to the macroeconomic instability.

The effect of these policies on relative prices distorted microeconomic incentives. By the end of the 1980's a maze of incentives and disincentives was in place. It is important to emphasize the harms of such a distorted and arbitrary system, prone to stimulate rent seeking activities. It also displaced entrepreneurial effort from production activities, to find the best path through the maze of policy incentives.

A most needed trade liberalization process was initiated by a new government in 1990, in conjunction with the implementation of the regional trade block, Mercosul.³ The trade liberalization was to be carried in three steps:

1. the abolition of all 'special regimes' for imports;
2. the abolition of all quantitative restriction and their replacement by tariffs; and
3. the lowering of tariffs, according to a preannounced schedule to be carried on in 4 years. By the end of the liberalization process in 1995, all tariffs would lie in the range 0%-40%, averaging 20%.

Trade liberalization was even deeper than planned. However, after the 1994 Mexican crisis, there was a partial reversal of the process. Some quantitative import restrictions were temporarily re-introduced, and some tariffs raised. By november 1995 average tariff was below 14%.

4 Theoretical motivation

The impact of trade liberalization on relative wages depends on the liberalization path. Neoclassical trade theory has a clear prediction about the direction of relative wage changes for a movement from autarkic to free trade equilibrium, for an economy producing and consuming two goods using two factors of production. According to theory, there will be a real income increase for the production factor relatively more abundant, which is intensively used in the exporting sector, and a real income reduction for the other factor. An actual trade liberalization differs from this theoretical benchmark in at least two important aspects: there are more than two goods and two factors of production in the economy, and the economy does not move from autarky to free trade. In

³The Mercosul agreement established a customs union between Brazil, Argentina, Uruguay and Paraguay. It was signed in 1991, and determined that tariffs among member countries would be eliminated by 1995, and common external tariffs would be gradually implemented, with all exceptions eliminated by 2006.

fact, the Brazilian economy moved from an equilibrium with differentiated tariffs across industries, to another with lower but still differentiated tariffs across industries. Hence, let us look at the predictions of a generalized trade model, with several goods and factors (see Johnson and Stafford (1999) for a complete description of such a model).

In traditional trade models, international trade is based on differences among countries, and those differences may be either in their factor endowments, as in the Heckscher-Ohlin framework, or in the technology they control, as in the Ricardian framework. A common feature in these models is that, in an open small economy, relative wages are a function of relative prices and technological parameters, when the number of goods is greater or equal to the number of factors. The intuition for this result is the following. In a small open economy, relative prices of tradable goods are determined abroad, and any excess supply or demand is fulfilled by trade of goods. Wages, on its turn, are equal to the value of the factor's marginal productivity. As prices are exogenous, and marginal productivity depends solely on technological parameters, then wages will not depend on factors' supply or goods' demand parameters. That is true when the economy is in the cone of diversification, which is the locus of factor endowments in which there is full employment of all factors for the equilibrium, given international relative prices, as described above.⁴

When the number of goods is equal to the number of factors, the quantity produced of each good is uniquely determined in equilibrium, and so is the amount of factors used in the production of each good. Hence, relative factor prices are also uniquely determined. When the number of goods exceeds that of factors, the cone of diversification is compatible with more than one combination of goods being produced. Yet, for any equilibrium, relative factor prices are again well specified, depending on the relative prices of tradable goods being produced, and technological parameters.

A different situation arises when the number of factors exceeds the number of goods. In that case, the cone of diversification dimension is smaller than the factor space, and, in general, the economy will not be in the diversification cone, in which case relative factor prices depend on preference parameter and factor supplies. But even if factor endowments are in the cone of diversification, there will be more than one vector of relative factor prices compatible with equilibrium.

In sum, if the economy is in the cone of diversification and the number of goods is greater or equal to the number of factors, then factor relative prices depend on relative prices of tradable goods being produced, and technological parameters. If the economy is out of the diversification cone, or the number of goods is smaller than the number of factors, then relative factor prices will depend on relative prices of goods being produced, technological and taste parameters, and factor supplies.

How does the description above comply with restricted trade? Trade con-

⁴The existence of non-tradable goods does not alter the analysis. The only effect of non-tradables is that they decrease the size of the diversification cone.

straints distort relative prices. In the small country case, domestic prices are given by:

$$p_i = (1 + t_i) e p_i^* \quad (1)$$

where p_i represents the domestic price for good i ; t_i is the import tariff or the export subsidy (or more generally, any type of rents generated by other trade barriers, like quantitative restrictions); e is the nominal exchange rate; and p_i^* is the international price of good i . Domestic relative prices are, thus, given by:

$$\frac{p_i}{p_j} = \frac{p_i^* (1 + t_i)}{p_j^* (1 + t_j)} \quad (2)$$

Hence, the analysis above also applies to the equilibrium with trade restrictions, given the domestic relative price of tradable goods in equation (2). *The effect of trade liberalization on relative factor prices happens through its effect on domestic relative prices, as specified in equation (2).* Note, though, that relative factor prices are also function of taste parameters and factor supplies, depending on whether the economy is in the cone of diversification, and whether the number of goods is greater or equal to the number of factors.

Relative price changes, due to trade liberalization, have two important effects. First, it causes a decline in relative wages of the factor used intensively in sectors whose relative prices decreased. Second, production of those sectors also decreases, due to the new price vector incentives.

Therefore, if trade liberalization is responsible for the decrease in relative skilled labor earnings occurred in Brazil, one should observe:

1. a positive correlation between price and tariff changes;
2. a negative correlation between price (and tariff) changes and skill intensity by industry;
3. a negative correlation between output (and employment) and skill intensity.

It is important to note that item 3 above is crucial to rule out the possibility that the observed labor supply movements alone would have caused the observed decline in skilled labor relative wages. An increase in skilled labor supply triggers the following outcomes. First, it causes a decline in skilled labor relative earnings. Second, as stated in the Rybczynski theorem, production (and employment) in sectors that use skilled labor intensively increases. Hence, one should observe a positive correlation between output (and employment) and skill intensity.

Our empirical methodology consists of separately testing each of the three items above. In that sense, this paper does not estimate a theoretical model for the labor market. The empirical strategy is to perform empirical consistency checks on the causality path predicted by theory.

5 Empirical results

5.1 Data

We use data for the period 1988 to 1995 from several sources. The Education and employment data are from Brazilian household surveys (Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliares - PNAD) conducted by the Brazilian Census Bureau (IBGE, see www.ibge.gov.br). Data for white collar and blue collar workers are from the industrial surveys (Pesquisa Industrial Anual - PIA) also conducted by IBGE. The Brazilian producer price index (Índice de Preços por Atacado, IPA) was collected by FGV and made compatible to the sectoral definitions. Data on tariffs are from Kume (2000). Finally, the US price data are from the Bureau of Labor Statistics website.

5.2 Prices and tariffs

In this sub-section we test the first step of the empirical methodology, that is, if there is a positive correlation between price and tariff changes.

From equation (1), we can relate domestic prices changes to changes in trade barriers and in international prices as follows:

$$\Delta \log p_i = \Delta \log (1 + t_i) + \Delta \log e + \Delta \log p_i^* \quad (3)$$

Since the nominal exchange rate is the same for every good, and data on rents generated by other trade barriers is unavailable, the equation to be estimated takes the following form:

$$\Delta \log p_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log (1 + \tau_i) + \alpha_2 \Delta \log p_i^* + \varepsilon_i \quad (4)$$

where τ_i is the import tariff for good i . Changes in the nominal exchange rate are a component of the constant term, α_0 ; whereas changes in the rents generated by other trade barriers are captured by the error term, ε_i , which is assumed to be normally distributed with constant variance. The expected values for parameters α_1 and α_2 are 1, under perfect competition.

Equation (4) is estimated for each year of the sample of 50 sectors, from 1988 to 1995. The results are shown in Table 2.⁵ All estimated tariff coefficients are positive (and significantly different from zero in 1989, 1992 and 1995), with the exception of 1991. The US prices coefficients are not significantly different from zero.

It should be noticed that there were significant changes in non-tariff trade barriers between 1988 and 1990, which could have distorted the relationship between prices and tariffs.

⁵The number of sectors used in these regressions is smaller than the other to make sectors compatible with the US data.

5.3 Prices, tariffs and skill intensity

The second step in our empirical methodology is performed in this sub-section. It consists of examining the correlation between prices (and tariffs) changes and skill intensity. This is accomplished by estimating the following equation:

$$\Delta \log x_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log \left(\frac{L^S}{L^U} \right)_{i,t-1} + \eta_{it}, \quad (5)$$

where x_i stands for prices or tariffs in sector i , and $\left(\frac{L^S}{L^U} \right)_i$ is the ratio of skilled to unskilled labor employed in sector i . Two sets of regression are estimated, using the two alternative skill measures: education and blue-collar vs. white-collar workers. According to the discussion in section 4, theory predicts a negative value for β_1 .

Tables 3 and 4 present the results of the estimation of equation (5) for log price changes used as dependent variable. The regressions are estimated for a sample of 61 sectors, from 1988 to 1995.

Table 3 shows the results for a panel estimation for the whole period. The results are sensitive to the choice of skill measure. When education is used to define skill, the coefficient is negative and significant, as expected by theory. For the production workers measure, coefficients are not significantly different from zero.

In table 4, separate regressions are run for each year in the sample, and for the long change from 1988 to 1995. The long change results are qualitatively similar to the panel regression presented in Table 3. The yearly regressions show mixed results.

Tables 5 and 6 present the results of the estimation of equation (5) for log tariff changes used as dependent variable. The regressions are estimated for a sample of 61 sectors, from 1988 to 1995.

The coefficient estimates are not significant in most regression specifications, with the exception of some years in Table 6. It is important to stress that tariff movements are an imperfect measure of trade liberalization, due to the existence of significant non-trade barriers changes in the period, specially between 1988 and 1990.

5.4 Employment, output and skill intensity

This sub-section presents the results of the analysis of the third step of our empirical methodology. As discussed in section 4, this is a crucial step to identify the relevance of trade liberalization on explaining wage inequality recent changes in Brazil. It consists of testing whether there is a negative correlation between employment (and output) changes and skill intensity.

This is achieved by estimating the following equation:

$$\Delta \log y_i = \gamma_0 + \gamma_1 \log \left(\frac{L^S}{L^U} \right)_i + \mu_i, \quad (6)$$

where y_i denotes employment or output in sector i . Two sets of regression are estimated, using the two alternative skill measures: education and blue-collar vs. white-collar workers. For trade to be essential to explain observed relative wage movements, γ_1 must be negative.

Tables 7 and 8 present the estimation results for equation (6) for employment.

Table 7 shows the results for a panel estimation for the whole period. The results are sensitive to the choice of skill measure. When the blue-collar and white-collar measure is used, the coefficient is positive and significant. This would be compatible with labor supply changes having a stronger effect than trade liberalization. However, for the education measure, coefficients are not significantly different from zero.

The same results are obtained in the long change regression, presented in table 8.

5.5 Concluding remarks

To be written.

References

- [1] Arbache, Jorge (2000). "Liberalização Comercial e Mercado de Trabalho em Países em Desenvolvimento: Teoria e Evidência," IPEA, mimeo.
- [2] Cline, W. (1997). "Trade and Income Distribution," Washington: Institute for International Economics.
- [3] Deardorff, Alan (1994). "An Overview of the Stolper-Samuelson Theorem," em A. Deardorff e Robert Stern (eds.), **The Stolper-Samuelson Theorem: a Golden Jubilee**, Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- [4] Feenstra, Robert e Gordon Hanson (1995). "Foreign Investment, Outsourcing and Wage Inequality," NBER Working Paper # 5424.
- [5] Feinberg, R.M. (1986). "The Effects of Foreign Exchange Movements on U.S. Domestic Prices," *Review of Economics and Statistics* 71, pp. 61-70.
- [6] Feinberg, R.M. (1989). "The Interaction of Market Power and Exchange Rate Effects on German Domestic Prices," *Journal of Industrial Economics* 39, pp. 409-420.
- [7] Feinberg, R.M. (1991). "The Choice of Exchange Rate Index and Domestic Price Passthrough," *Journal of Industrial Economics* 35, pp. 409-420.
- [8] Harrigan, James (1995). "Factor Endowments and the International Location of Production: Econometric Evidence for the OECD, 1970-1985," *Journal of International Economics*, August, 39 (1-2), pp. 123-41.

- [9] Harrigan, James (2000). "Technology, Factor Supplies, and International Specialization: Estimating the Neoclassical Model," *American Economic Review*, September, 87 (4), pp. 475-94.
- [10] Johnson, G. and F. Stafford, "The Labor Market Implications of International Trade", in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, 2215-2288, 1999.
- [11] Kume, Honório (2000). "A política brasileira de importação no período 1987-99: descrição e avaliação," maio, mimeo.
- [12] Lawrence, Robert e Matthew Slaughter (1993). "International Trade and American Wages in the 1980s: Giant Sucking Sound or Small Hiccup," *Brooking Papers on Economic Activity*, 2: 161-226.
- [13] Leamer, Edward (1984). **Sources of International Comparative Advantage: Theory and Evidence**, Cambridge, MA: MIT Press.
- [14] Leamer, Edward (1996). "In Search of the Stolper-Samuelson Effects on US Wages," NBER Working Paper # 5427.
- [15] Leamer, Edward (1994). "Trade, Wages and Revolving-Door Ideas," NBER Working Paper # 4716.
- [16] Sachs, Jeffrey e Howard Shatz (1995). "Trade and Jobs in U.S. Manufacturing," *Brooking Papers on Economic Activity*, 1: 1-84.
- [17] Slaughter, Matthew (1998). "What are the results of product-prices studies and what can we learn from their differences?," NBER Working Paper #6591.
- [18] Treffer, Daniel (1995). "The Case of Missing Trade and Other Mysteries," *American Economic Review*, December, 85 (5), pp.1029-46.

Table 2 – Domestic Prices, Tariffs and US Prices
(Dependent variable: log domestic price changes)

	Independent variables			
	Tariff changes		US price changes	
	Weighted*	Non-weighted	Weighted *	Non-weighted
1989	1.0194 (1.765)	0.5781 (0.910)	0.4000 (0.716)	0.4659 (1.040)
1990	0.6868 (1.624)	0.4545 (0.807)	-0.3161 (-0.685)	0.2579 (1.346)
1991	-0.8164 (-1.038)	0.9330 (0.819)	-0.3514 (-1.340)	-0.0152 (-0.064)
1992	2.1318 (1.587)	1.4508 (0.932)	0.5277 (0.738)	1.2929 (1.196)
1993	0.8513 (1.028)	0.5102 (0.852)	0.2030 (0.649)	-0.0173 (-0.092)
1994	0.6350 (1.005)	0.3121 (0.495)	-0.1228 (-0.330)	-0.0010 (-0.276)
1995	0.9253 (2.364)	0.6857 (2.224)	0.6132 (1.396)	0.1136 (0.315)
Number of observations	50	50	50	50

Note: t-statistics are in parentheses. All independent variables are in logs and lagged 1 period.

*Regression weighted by workers share in each industry.

Table 3 - Prices and Skill Intensity
(Dependent variable: yearly log price changes, 1988-1995)

Independent variables	Coefficients			
	Non-weighted	Weighted *	Non-weighted	Weighted *
Production and non-production workers ratio	0.007 (0.686)	0.017 (1.182)		
Skilled and unskilled workers ratio measured by education			-0.032 (-2.729)	-0.025 (-1.717)
Number of observations	427	427	427	427

Note: t-statistics are in parentheses. Yearly dummy variables included. All independent variables are in logs and lagged 1 period.

*Regression weighted by workers share in each industry.

Table 4 - Prices and Skill Intensity
(Dependent variable: log price changes)

	Independent variables			
	Production and non-production workers ratio		Skilled and unskilled workers ratio measured by education	
	Weighted*	Non-weighted	Weighted *	Non-weighted ¹
1989	-0.1045 (-2.819)	-0.0994 (-2.726)	-0.1442 (-3.216)	-0.1238 (-3.460)
1990	0.1086 (2.586)	0.0421 (1.316)	0.0635 (1.693)	0.0707 (2.569)
1991	0.1134 (4.000)	0.0793 (2.569)	-0.0276 (-0.748)	-0.0535 (-1.498)
1992	0.0856 (3.123)	0.0596 (2.315)	0.0878 (2.690)	0.0382 (1.216)
1993	-0.0306 (-1.081)	0.0035 (0.144)	-0.0512 (-1.799)	-0.0529 (-2.060)
1994	-0.0022 (-0.100)	0.0075 (0.301)	-0.0635 (-2.638)	-0.0591 (-2.560)
1995	-0.0139 (-0.529)	-0.0203 (-1.034)	-0.0284 (-0.993)	-0.0382 (-1.685)
1988-1995	-0.212 (-1.889)	-0.258 (-2.659)	-0.088 (0.908)	0.003 (0.039)
Number of observations	61	61	61	61

Note: t-statistics are in parentheses. All independent variables are in logs and lagged 1 period, with exception of the 1988-1995 regression, where independent variables refer to 1988.

*Regression weighted by workers share in each industry.

Table 5 - Tariffs and Skill Intensity
(Dependent variable: yearly log tariff changes, 1988-1995)

Independent variables	Coefficients			
	Non-weighted	Weighted *	Non-weighted	Weighted *
Production and non-production workers ratio	0.002 (0.522)	0.006 (0.142)		
Skilled and unskilled workers ratio measured by education			-0.001 (-0.467)	0.007 (0.186)
Number of observations	427	427	427	427

Note: t-statistics are in parentheses. Yearly dummy variables included. All independent variables are in logs and lagged 1 period.

*Regression weighted by workers share in each industry.

Table 5 - Tariffs and Skill Intensity
(Dependent variable: log tariff changes)

	Independent variables			
	Production and non-production workers ratio		Skilled and unskilled workers ratio measured by education	
	Weighted*	Non-weighted	Weighted *	Non-weighted
1989	-0.0078 (-0.799)	-0.0006 (-0.078)	-0.0103 (-1.172)	-0.0074 (-1.001)
1990	0.0454 (2.564)	0.0227 (2.002)	0.0334 (2.060)	0.0131 (1.564)
1991	-0.0180 (-2.806)	-0.0917 (-1.407)	-0.0082 (-1.151)	-0.0016 (-0.302)
1992	0.0017 (0.319)	0.0038 (0.887)	0.0041 (0.906)	0.0039 (0.990)
1993	-0.0052 (-0.570)	0.0023 (0.349)	0.019 (0.250)	0.0012 (0.208)
1994	-0.0015 (-0.158)	-0.0007 (-0.123)	-0.0028 (-0.474)	-0.0010 (-0.276)
1995	-0.0134 (-1.684)	-0.0067 (-0.865)	-0.0140 (-2.262)	-0.0151 (-2.410)
1988-1995	0.009 (0.337)	0.023 (1.136)	0.007 (0.298)	0.007 (0.045)
Number of observations	61	61	61	61

Note: t-statistics are in parentheses. All independent variables are in logs and lagged 1 period, with exception of the 1988-1995 regression, where independent variables refer to 1988.

*Regression weighted by workers share in each industry.

Table 7 - Employment and Skill Intensity
(Dependent variable: yearly log employment changes, 1988-1995)

Independent variables	Coefficients			
	Non-weighted	Weighted *	Non-weighted	Weighted *
Production and non-production workers ratio	0.0003 (2.368)	0.0007 (2.489)		
Skilled and unskilled workers ratio measured by education			-0.00001 (-0.133)	0.0001 (0.600)
Number of observations	427	427	427	427

Note: t-statistics are in parentheses. Yearly dummy variables included. All independent variables are in logs and lagged 1 period.

*Regression weighted by workers share in each industry.

Table 8 - Employment and Skill Intensity
(Dependent variable: long log employment changes, 1988-1995)

Independent variables	Coefficients			
	Non-weighted	Weighted *	Non-weighted	Weighted *
Production and non-production workers ratio	0.002 (2.208)	0.005 (3.074)		
Skilled and unskilled workers ratio measured by education			-0.0003 (-0.295)	0.0007 (0.281)
Number of observations	61	61	61	61

Note: t-statistics are in parentheses. All independent variables are in logs and refer to 1988.

*Regression weighted by workers share in each industry.

COMENTÁRIOS

Workshop
Liberalização Comercial e
Mercado de Trabalho no Brasil

COMENTÁRIOS

Trade, Wage and Employment

*Afonso Henriques Borges Ferreira**

*Ana Flávia Machado ***

I - Introduction

A large body of research has been dedicated in recent years to studying the implications of the increase in the volume of international trade for the structure of production, employment and factor incomes, especially in countries where processes of trade liberalization have been under way.

Unfortunately, as pointed out by Wood (1991), quite often the available economic models have failed to answer, in an objective and consensual way, the most prominent question posed by this research – how trade liberalization affects factor incomes –, mainly because of the difficulty in isolating the effects of trade from other influences. In fact, many countries liberalizing foreign trade in recent years have simultaneously adopted technological innovations, reformed their labour institutions, reduced the minimum wage and taken other policy measures which could, in principle, also affect the levels of employment and earnings.

Most of the recent literature relating to the impact of trade on employment, wages and other economic variables takes the Heckscher-Ohlin-Samuelson model as its starting point.

As it is well known, this model assumes that differences in relative factor endowments determine the direction and composition of trade, with the country relatively well endowed in a given factor of production (say, labor in general or unskilled labor, in a developing country like Brazil) exporting goods which require intensive use of that factor in their production and importing goods which use more intensively the relatively scarce factors (again in a developing country, skilled labor and/or capital).

* Departamento de Economia da UFMG

In the transition from autarky to openness, a change in relative prices occurs. In autarky, as a result of the differences in factor endowments, the relative price of the labor (or unskilled labor) intensive good is lower in the developing countries. Trade liberalization brings about an international equalization of prices and therefore the relative price of the labor (or unskilled labor) intensive good goes up in the developing countries.

According to the Stolper-Samuelson theorem, this change in relative prices, in turn, affects factor rewards, via changes in the relative demand for factors, leading to a redistribution of income favoring the relatively abundant factor.

Limitations of the HOS model and its extensions arise, among others, from the assumptions of constant returns to scale and perfect competition (with its implication of perfect flexibility of prices and wages), features that are seldom present in contemporary economies.

In spite of its many limitations and flaws, this model has the advantage of offering clear cut predictions for the relationship among trade, employment and factor earnings. It is for no other reason that it remains the main theoretical reference in discussions of these themes.

While acknowledging its limitations, we have thus opted for maintaining the HOS model as our main inspiration here.

In most of the exercises reported below, we have opted for a textbook-like, direct, sometimes even crude, testing strategy. The Brazilian program of trade liberalization was launched ten years ago and, at this point in time, its long run effects on the structure of employment, relative prices and wages, trade shares, factor productivity etc. must be apparent in the data, even when small samples are used and only simple correlations are estimated.

Therefore, we have listed below a series of predictions derived from the Hecksher-Ohlin-Samuelson model and have checked in the most straightforward way whether these predictions are validated by the empirical evidence.

We are well aware of the criticisms that may arise from the crudeness of our approach and the small size of most of our samples and in future work we intend to offer more elaborate versions of some of these exercises. In any case, we believe that long run trends, such as the ones we are investigating here, must be easily identifiable in the data even under very simple testing strategies. The results we report below seem to validate this presumption.

Specifically, using Brazilian data, we test the following predictions of the HOS model for a labor (or unskilled labor) abundant country after trade liberalization:

- The labor intensive sectors increase their share in total employment.
- The coefficient of import penetration (exports) increases in the more capital (labor) intensive sectors.
- Sectors with larger increases in the coefficient of import penetration (exports) suffer larger decreases (increases) in their share in total employment.
- Relative prices increase (decrease) in the more labor (capital) intensive sectors.
- Relative prices decrease (increase) in those sectors with larger increases in the coefficient of import penetration (exports).
- The coefficient of import penetration (exports) increases in those sectors with larger decreases (increase) in their relative prices.
- The wage premium accruing to skilled labor decreases, after trade liberalization.

II – Definition of variables and data sources

The data base we used was constructed from several sources.

Moreira and Najberg (1998) provided the information on sectoral factor intensity and labor productivity, while the data on trade shares came from Haguenuer, Markwald and Pourchet (1998) and Fonseca, Carvalho and Pourchet (2000)¹.

The source for industrial prices was the Wholesale Price Index, estimated by the Fundação Getúlio Vargas, with the series for the WPI components being taken from IPEADATA.

The labor market data (employment shares and skill premia) came from the National Household Survey (PNAD) conducted by IBGE, an annual survey covering 350.000 individuals in 100,000 households, and refers to non employers in the industrial sector, aged 18-65 years, working 20-98 hours per week in the main activity, with non null earnings in that activity.

In Appendix A, we present a detailed description of the variables entering the exercises reported below and of the sources from which data on those variables were collected.

III – Test results

3.1 – Changes in employment shares and factor intensity

The Hecksher-Ohlin-Samuelson model predicts that trade liberalization leads to specialization according to relative factor abundance.

In the Brazilian case, assuming that labor is the relatively abundant factor, the HOS model would predict an increase in the employment share of the labor intensive sectors after trade liberalization.

¹ Different methodologies were adopted in the latter two papers and, therefore, different estimates of the trade shares are reported in them. We have chose to use the more recent estimates by Fonseca, Carvalho and Pourchet (2000) whenever possible.

Data from PNAD indicates that the most significant contraction in employment shares between 1988 and 1998 occurred in *Textiles, Automobiles, Trucks and Buses* and *Electric Materials*, while gains were observed mainly in *Miscellaneous, Wood and Furniture, Celulosis and Paper* and *Footwear*.

The employment share coming from sectors with LK values less than 1 (capital intensive goods) decreased from 64.2% in 1988 to 56.4% in 1998.

Figure 1 shows the scatter diagram for the relationship between the absolute change in employment shares between 1988 and 1998 (VAREMP) and the labor-capital ratios in 1996 (LK). Unfortunately, due to incompatibilities in the sectoral disaggregation adopted by the two sources from which the data were obtained, we were able to gather such data for only a very limited number of industrial sectors (15 sectors).

(insert Figure 1 here)

In spite of the small sample size, the relationship predicted by theory can be clearly identified in the data. The slope coefficient of the regression line shown in the figure is positive and statistically significant at the 3% level (one tail t-test). The inclusion of dummy variables to control for the presence of outliers (Textiles and Miscellaneous) in the regression produces an even lower p-value.

This exercise suggests that the structure of employment underwent significant changes after trade liberalization, with the labor intensive sectors increasing their share in total employment.

3.2 – Changes in trade shares and factor intensity

Again assuming that labor is the relatively abundant factor in Brazil, the HOS model would predict with respect to the trade shares that, after 1990, we should observe:

- an increase in import penetration in the capital-intensive sectors.
- an increase in the export coefficient in the labor-intensive sectors.

Trade liberalization, in fact, led to an increase in the import penetration coefficient in 27 of the 28 sectors studied by Fonseca, Carvalho Jr. and Pourchet (2000).

Figure 2 shows the scatter diagram for the relationship between the absolute change in the coefficient of import penetration between 1989/91 and 1996/98 (VARCPI) and the labor-capital ratio in 1996 (LK). The data set from which the diagram is derived contains information on 28 industrial sectors.

(insert Figure 2 here)

The scatter diagram displays the negative relationship predicted by the HOS model. The slope coefficient of the regression line fitted to the data is negative and significant at the 6% level (one tail t-test).

The Electronic Equipments industry, however, constitutes an outlier in this regression (the regression equation predicts an absolute increase of ten percentage points in this sector's CPI, while the actual increase is of thirty four percentage points).

After controlling for the presence of this outlier, both the absolute value of the slope coefficient and its statistical significance decrease, the null hypothesis being now rejected only at the 13% level (one-tail t-test).

Figure 3 presents the scatter diagram for the relationship between the absolute change in the coefficient of exports between 1989/91 and 1996/98 (VARCEX) and the labor-capital ratio in 1996 (LK).

(insert Figure 3 here)

Again, we find the relationship predicted by the HOS model – larger increases in the export coefficient after trade liberalization are observed in the more labor intensive sectors.

The slope coefficient in Figure 3 is statistically significant at the 9% level. If we control for the two outliers identified in the regression (Footwear and Sugar), however, this coefficient becomes non-significant².

This exercise suggests that trade shares behaved after trade liberalization according to the prediction of the standard trade model. In the case of the export shares, however, this result is driven to a large extent by developments in just a few sectors (two, in fact – Footwear and Sugar).

3.3 – Changes in employment and trade shares

Putting together the results reported in the two previous exercises, one would expect, in principle, a decrease in the employment share for those sectors with larger increases in import penetration during the 90s. Figure 4 indicates that this is precisely what happened in that period (slope coefficient statistically significant at the 6% level).

(insert Figure 4 here)

Changes in the coefficient of exports, on the other hand, do not seem to have had any noticeable impact on the employment shares, as can be inferred from Figure 5. The slope coefficient in this latter figure is positive, as predicted by theory, but statistically insignificant.

(insert Figure 5 here)

A similar result is reported by Arbache and Corseuil (2000, pp. 8) who estimated a fixed effects model, using panel data for 12 industries, covering the period 1987/98, and also found a negative impact of import penetration and a positive but statistically non-significant effect of the coefficient of exports on the employment shares.

3.4 – Relative price changes, factor intensity and changes in trade shares

Regarding the relationship between relative prices and factor intensity, the HOS model predicts, in a labor abundant country, a relative price increase (decrease) for the labor (capital) intensive good. This would come from the increase in demand for labor intensive goods and the increase in supply of capital intensive goods, after trade liberalization.

In Figure 6, the variable PREÇOS is the price change in industry *i* relative to the industrial sector average price change between December 1989 and December 1999. The information in this figure refers to 19 industrial sectors.

(insert Figure 6 here)

Regressing PREÇOS on LK, we get a negative slope coefficient, significantly different from zero at the 10% level. This coefficient, moreover, becomes significant at the 2% level when we control for the two outliers in the regression (*Electronic Equipments* and *Pharmaceuticals*).

In fact, the sharpest reductions in relative prices between December 1989 and December 1999 were observed for *Electronic Equipments*, *Apparel* and *Footwear* (the latter two labor intensive sectors), while the largest gains occurred for *Pharmaceuticals*, *Rubber*, *Dairy Products* and *Oil Refinery* (all sectors with values of LK equal to or lower than 1).

² The coefficient of exports increased from 34.2% to 62.4% in Footwear and from 16.3% to 45.2% in Sugar, from 1989/91 to 1996/98 (Fonseca, Carvalho Jr. and Pourchet, 2000, pp. 32).

Relative price movements, therefore, did not conform to the predictions of the HOS model. This is probably due to two reasons:

- (a) The HOS model assumes perfect competition, while it is quite likely that in the capital intensive sectors imports compete with domestic production mainly through product differentiation and not via price reductions, which are probably the main form taken by foreign competition only in the labor intensive sectors
- (b) Relative prices are subjected to other influences besides trade. Once those influences are taken into account, what has not happened in the present exercise, relative prices may well be found to behave accordingly to the predictions of the HOS model (for example, the existence of price controls before 1990 may have led to significant price corrections in some sectors, after those controls were removed, even in the presence of greater competition from imports).

In any case, relative price changes are clearly related to the behavior of the sectoral trade shares. As shown in Table 1, changes in the coefficients of import penetration and exports are negatively correlated to relative price movements, i.e., on average, those sectors which became more integrated to the world economy in the 90s suffered relative price reductions.

(insert Table 1 here)

This influence of trade on prices is far from negligible. In particular, the variation in the coefficient of import penetration alone explains 31% of the observed variation in relative prices, during the period 1989/99.

3.5 – Relative prices and real wages

From the Stolper-Samuelson theorem, it is expected that real wages and relative prices move in the same direction. Figure 7, which relates real wage changes (SALARIOS) to

changes in relative prices (PREÇOSR) for 20 industrial sectors between 1989 and 1998, empirically validates this prediction. The slope coefficient of the regression line fitted to the data in Figure 7 is statistically significant at the 1% level and suggests that a relative price increase of 1% leads to a real wage increase of 0.13%.

We also found that real wage changes are negatively and significantly correlated to changes in the coefficient of exports and not significantly correlated to changes in import penetration. Due to incompatibilities between the different data sources from which these data were gathered, this cross-section regression was based on only 12 observations. A similar conclusion, however, was reached by Arbache and Courseil (2000) from a panel data covering 12 industrial sectors, in a period of 10 years, and we rely on their work to postulate the above mentioned empirical relationship between real wage changes and changes in trade shares.

3.6 – Skill premium and trade shares

Recent research has shown that the impacts of globalization in the labor market have been in the direction of shifting demand from unskilled to skilled labor. In those countries with flexible labor markets, this trend produced an increase in the differential of earnings between skilled and less skilled workers, while in countries where labor legislation is more rigid, as in Europe, it led to an increase in the unemployment rate for unskilled labor.

In developing countries, the empirical evidence also suggests an increase in the skill premium. On the supply side, one can observe a historical trend towards an increase in the share of income going to workers with higher schooling. On the demand side, apart from trade liberalization, the other structural reforms of the eighties and nineties seem also to have favored mainly the skilled workers.

In this exercise, we used Brazilian data to examine the relationship between the skill premium, i.e. the wage differential between skilled and unskilled workers and the trade shares.

The exercise is based on panel data (120 observations) covering twelve industries during ten years (1985/ 1996). The data on wages came from PNAD/IBGE, while the information on trade shares was provided by Haguenuer, Markwald and Pourchet (1998).

We estimated the skill premium according to four different definitions of skilled labor: (i) workers with secondary schooling (high school graduates); (ii) workers with at least some college education (college dropouts and graduates); (iii) non-production workers; (iv) workers in occupations requiring high skills (here we used IBGE's classification of industrial occupations according to the skill level required for their accomplishment: high skilled, medium skilled and manual occupations).

The estimates of the skill premium were obtained as follows:

Equation 1 (skilled workers = high school graduates) – Regression of natural logarithm of sectoral wages on experience, experience squared, gender, employment condition, dummy for skill ($d=1$ if worker is a high school graduate, $d=0$ otherwise).

Equation 2 (skilled workers = college dropouts or graduates) – Regression of natural logarithm of sectoral wages on experience, experience squared, gender, employment condition, dummy for skill ($d=1$ if worker is a college dropout or college graduate, $d=0$ otherwise).

Equation 3 (skilled workers = non production workers) – Regression of natural logarithm of sectoral wages on experience, experience squared, gender, employment condition, schooling, dummy for skill ($d=1$ if non-production worker, $d=0$ otherwise).

Equation 4 (skilled workers = workers in occupations requiring high skills) – Regression of natural logarithm of sectoral wages on experience, experience squared, gender, employment condition, schooling, dummy for skill ($d=1$ if occupation requires superior skills according to IBGE's definition, $d=0$ otherwise).

The sectoral wages were given by the hourly incomes of non employers, aged 18-65 years, working 20-98 hours per week in the main activity, with non null earnings in that activity. The wage data were deflated by IBGE's National Consumer Price Index.

In the regressions described above, the variable *work experience* was defined as age minus years of education minus six, while the variable *employment condition* classified workers in three categories: workers with and without labor card and self-employed workers.

The variable *schooling* was defined by an algorithm with 18 categories (0 to 17 years of education), rearranged in two ways. In the first classification, we had five categories: illiterate (years of schooling < 1); some elementary education ($1 \leq$ years of schooling < 4); some primary education ($4 \leq$ years of schooling < 8); completed primary or some secondary education ($8 \leq$ years of schooling < 11); high school graduates (years of schooling ≥ 11). In the other classification, the high school graduates are separated into two different categories: high school graduates (years of schooling = 11) and college dropouts or graduates (years of schooling > 11).

To obtain the estimates of the skill premium, we calculated $[\exp(\beta)-1]$ where β is the regression coefficient on the skill dummy in the regressions described above.

Table 2 shows the results of a fixed effects panel regression relating the sectoral skill premia to the sectoral trade shares. To control for time effects (e.g. business cycle fluctuations, changes in the real exchange rate etc.) on the skill premia, yearly dummies were also included in the estimated regressions.

(insert Table 2 here)

The regression coefficient on the export share displays a negative sign in three of the four estimated equations. Assuming that unskilled labor is relatively abundant in Brazil, this is the sign predicted by the HOS model (according to this model, trade liberalization would lead to an increase in the demand for unskilled labor and, thus, to a reduction in the skill premium). Note, however, that in all four regressions this coefficient is statistically insignificant.

On the other hand, when skilled workers are defined as those with some college education (college dropouts and graduates), we find a positive and statistically significant coefficient on import penetration. For the other definitions of the skill premium a statistically significant relationship could not be identified.

Arbache and Corseuil (2000) show that, after taking into account the influence of a set of variables similar to the ones also used here as controls, relative sectoral wages increase with import penetration and that this effect is stronger in those sectors with a workforce better educated than the industry average (education being measured by average years of schooling). They argue that this result reflects the fact that an increase in the coefficient of import penetration leads to productivity gains which, in turn, partially translate themselves into higher wages.

Our exercise makes a somewhat different point, indicating that the wage premium accruing to skilled labor (in particular, to those workers with some college education) is higher in those sectors with higher coefficients of import penetration. This suggests that skilled workers gain relatively more than unskilled workers when import penetration raises productivity and wages. Modernization driven by import competition benefits all workers who are able to keep their jobs after restructuring but those with higher skills have relatively more to gain.

3.7 – Labor productivity growth and degree of openness

Table 3 reports the results of a series of regressions in which the percentage change in labor productivity entered as the dependent variable.

Regressions 3.1-3.3 investigate the correlation between productivity changes and *levels* of the trade shares in 1989/91. The regression coefficient associated with the variable CPI8991 is always positive and statistically significant, while the regression coefficient on the variable CEX8991 is always negative and not significantly different from zero. Labor productivity growth in the period 1990/96 was faster in the industrial sectors with higher import penetration rates.

(insert Table 3 here)

In regressions 3.4-3.6 it is the *absolute change* in the trade shares (VARCEX and VARCPI) that entered in the RHS. The regression results now indicate that the greater the increase in import penetration in a sector, after trade liberalisation, the higher its rate of productivity growth. Changes in the coefficient of exports, on the other hand, did not have a significant effect on labor productivity.

These results are similar to those reported in Rossi Jr. and Ferreira (1999, pp. 53) and clearly indicate that labor productivity growth was import-led in the nineties.

Lawrence and Weinstein (1999) suggest two possible explanations for the link between the increase in imports and productivity growth:

- (i) "The quality of firms in the industry might rise because of the added competition from foreign firms. This might occur because domestic firms learn by examining foreign imports or because the foreign competition spurs innovation" (pp. 18).
- (ii) "In a world in which firm output is dependent not only on the quantity of intermediates but also on the variety, access to imports can improve productivity by increasing the variety of intermediates. Alternatively, intermediate inputs may

enhance productivity by providing domestic firms with access to technologies that are embodied in foreign capital goods that are not available domestically” (pp. 7).

Regression 3.7 sheds some light on the question of which of these two mechanisms might explain the relationship between import penetration and productivity growth in Brasil during the nineties.

When we add the absolute change in the coefficient of imported inputs (VARCII) to the RHS of regression 3.6, the value and statistical significance of the coefficient on VARCPI remains virtually unchanged, while the coefficient on this additional variable has a negative (wrong) sign and is not significantly different from zero.

This result suggests that, in the Brazilian case, during the period under analysis, the increase in imports led to high rates of growth in labor productivity mainly via the increased competition that it brought about.

4. Conclusions

The basic story of the Brazilian trade liberalization goes as follows.

- (1) Trade liberalization has led to a significant reduction in the level of employment in the industrial sector (Moreira and Najberg, 1997, and Barros, Mendonça and Fogel, 1996).
- (2) The structure of employment also changed remarkably, with the labor intensive sectors, as predicted by the HOS model, increasing (from 36% to 44%) their share in total employment, at the expense of the capital intensive sectors.
- (3) Trade shares behaved accordingly to the predictions of the standard trade model. Trade liberalization has led to an increase in import penetration in virtually all sectors of industry, but the absolute change in the import penetration coefficient has been higher in the more

capital intensive sectors, while larger increases in the coefficient of exports have been observed in the more labor intensive sectors. This latter result, however, is less robust than the former, being determined, in fact, to a large extent by developments in only two sectors.

(4) Import penetration has had a clearly adverse effect on industrial employment – decreases in the level of employment have been more pronounced in those sectors with larger increases in the import penetration coefficient. On the other hand, increases in the coefficient of exports have not been associated to rates of change in sectoral employment significantly different from the average rate of change observed in the industrial sector as whole.

(5) Changes in the trade shares have been inversely related to changes in relative prices, with those industrial sectors which have become more integrated to the world economy suffering relative price reductions. Changes in import penetration alone explain 31% of the observed variation in relative prices.

(6) The more labor intensive is production, the larger has been the observed fall in relative prices. This may reflect the fact that price competition tends to be more fierce in the traditional labor intensive sectors, while product differentiation is the main form taken by import competition in the capital intensive sectors.

(7) Changes in relative prices have been transmitted to real wages, as predicted by the Stolper-Samuelson theorem.

(8) Substantial gains in labor productivity have been associated to increases in import penetration. Changes in the export shares, on the other hand, have not had a significant effect on the productivity of labor.

(9) This latter result may partially explain why there is no significant relationship between import penetration and real wage changes, while increases in the coefficient of exports have been related to real wage reductions. In those sectors in which import penetration has

increased, the decline in relative prices it has brought about has been compensated by productivity gains, allowing real wages to remain unchanged. Since similar productivity gains have not been observed in those sectors which have raised their coefficient of exports, the fall in relative prices associated to the increase in the share of exports required a simultaneous reduction in the real wage.

(10) The wage differential between skilled and unskilled labor increases with import penetration. Modernization driven by import competition has been more beneficial to those workers with higher skills who have remained employed after restructuring. Changes in the coefficient of exports have not had a statistically significant effect on the skill premium.

(11) The increase in imports has led to high rates of growth in labor productivity mainly via the *increased competition channel*, while the *variety of intermediate inputs / embodied technological progress channel* has played a relatively minor role in explaining productivity gains.

REFERENCES

- Arbache, J. and C. Corseuil (2000). Liberalização comercial e estrutura de emprego e salários, Anais do XXXVIII^o Encontro Nacional de Economia – ANPEC.
- Barros, R., R. Mendonça and M. Fogel (1996). O impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro, Anais do XXIV^o Encontro Nacional de Economia – ANPEC.
- Fonseca, R., M. Carvalho Jr. and H. Pourchet (2000). A orientação externa da indústria de transformação brasileira após a liberalização comercial, Revista de Economia Política 20(3), pp. 22-38.
- Haguenauer, L., R. Markwald and H. Pourchet (1998). Estimativas do valor da produção industrial e elaboração de coeficientes de exportação e importação da indústria brasileira (1985-1996), Texto para discussão IPEA no. 563.
- IBGE. 1994. Mapa do Mercado de Trabalho no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE.
- Lawrence, R. and D. Weinstein (1999). Trade and growth: import led or export led? Evidence from Japan and Korea, NBER Working Paper no. 7264, (<http://www.nber.org/papers/w7264>)
- Machado, AF. (2000). Os Impactos da Abertura Comercial sobre Remuneração Relativa do Trabalho no Brasil: 1985-97. Tese de doutorado. IE/UFRJ.
- Moreira, M. and S. Najberg (1998). Abertura comercial: criando ou exportando empregos?, Pesquisa e Planejamento Econômico 28(2), pp. 371-398.
- Rossi Jr., J. and P. Ferreira (1999). Trade barriers and productivity growth: cross-industry evidence, Anais do Encontro Nacional de Economia – ANPEC, pp. 43-59.
- Wood, A (1991). "How Much Does Trade With The South Affect Workers In The North?" The World Bank Research Observer, vol.6, n^o 1, p.19-36.

**TABLE 1 – RELATIVE PRICE MOVEMENTS AND COEFFICIENTS OF OPENESS –
REGRESSION RESULTS**

Dependent variable is PRECOS

Variables	Regressions		
	(1.1)	(1.2)	(1.3)
Constant	35.93 (2.19)	53.42 (3.00)	62.09 (3.50)
VARCEX	-2.75 (-1.82)		-2.18 (-1.64)
VARCPI		-3.99 (-2.67)	-3.59 (-2.48)
Adj. R2	0.171	0.307	0.334

Notes: no. of observations: 18; t statistics in parenthesis

**TABLE 3 – LABOR PRODUCTIVITY GROWTH AND COEFFICIENTS OF OPENESS –
REGRESSION RESULTS**

Dependent variable is PROD

Variables	Regressions						
	(3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)	(3.5)	(3.6)	(3.7)
Constant	34.84 (6.52)	25.38 (4.54)	25.91 (3.72)	34.43 (7.54)	22.89 (4.70)	24.27 (4.86)	22.96 (4.56)
CEX8991	-0.11 (-0.39)		-0.04 (-0.13)				
CPI8991		1.51 (1.96)	1.50 (1.88)				
VARCEX				-0.22 (-0.43)		-0.51 (-1.13)	
VARCPI					1.41 (3.07)	1.51 (3.25)	1.46 (1.97)
VARCII							-0.14 (-0.09)
Adj. R2	0.01	0.13	0.06	0.01	0.27	0.25	0.21

Notes: no. observations: 28; t statistics in parenthesis

Table 2 - Wage premium of skilled workers and trade shares – Regression results

	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4
CEX - HMP	-0.009103 ^{***}	-0.027910 ^{**}	-0.001468 ^{***}	0.007337 ^{***}
CPI - HMP	0.012067 ^{***}	0.065721 [*]	0.006913 ^{**}	-0.002019 ^{**}
R ²	73.18	45.83	67.14	35.12
N	120	120	120	120

Notes: * Significant at 5% level; ** significant at 15% level; *** non significant

APPENDIX A – DEFINITION OF VARIABLES AND DATA SOURCES

CEX – coefficients of exports – 1989/91 and 1996/98 – Source: Fonseca, Carvalho Jr. and Pourchet (2000)

CEX – HMP - coefficients of exports – 1985-1986 – Source: Haguenaue, Markwald and Pourchet (1998)

CII – coefficient of imported inputs – 1989/91 and 1996/98 - Source: Fonseca, Carvalho Jr. and Pourchet (2000)

CPI – coefficient of penetration of imports – 1989/91 and 1996/98 – Source: Fonseca, Carvalho Jr. and Pourchet (2000)

CPI – HMP – coefficients of penetration of imports – 1985-1986 – Source: Haguenaue, Markwald and Pourchet (1998)

EMP – employment share (employment in sector *i* / total employment) 1988 and 1998 – Source: PNAD.

LK – labor/capital ratio (relative factor intensity) – 1996 – Source: Moreira and Najberg (1998).

PREÇOS – relative price change – December 1989 / December 1998 or 1999 – Source: Fundação Getúlio Vargas.

PROD – rate of growth of labor productivity – 1990/96 – Source: Moreira e Najberg (1998).

SALARIOS – rate of growth of real wage – 1989/1998 – Source: PNAD.

VAREMP = EMP98 – EMP88

VARCEX = CEX9698 – CEX89/91

VARCII = CII9698- CII8991

VARCPI = CPI9698 – CPI8991

FIGURE 1

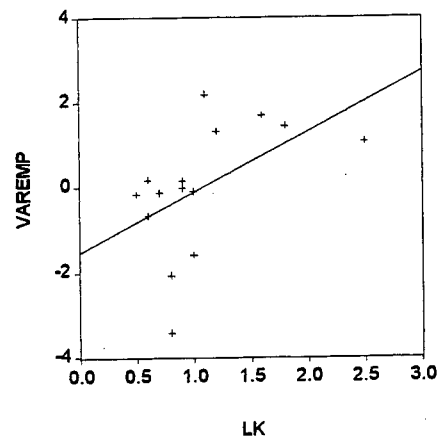


FIGURE 2

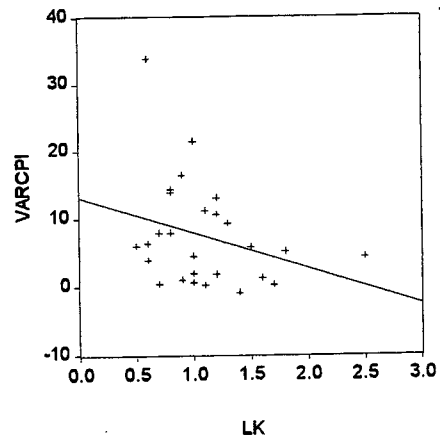


FIGURE 3

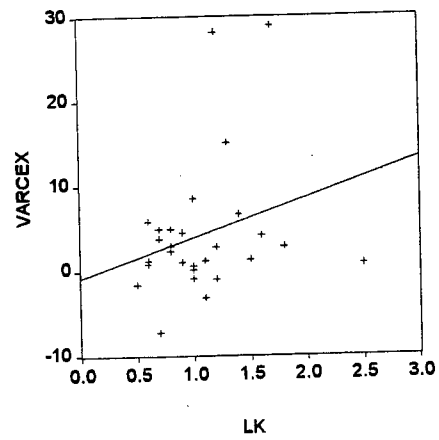


FIGURE 4

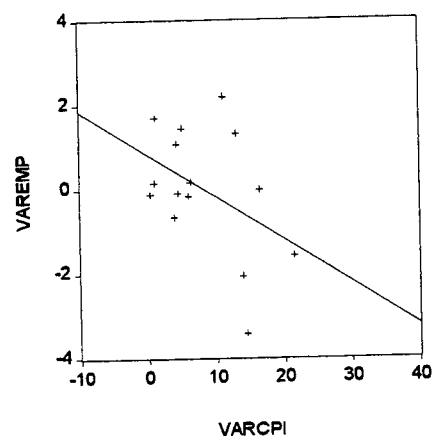


FIGURE 5

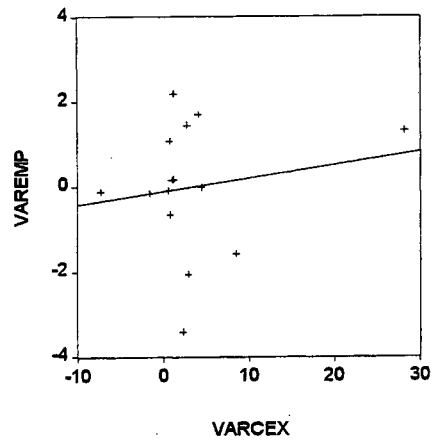


FIGURE 6

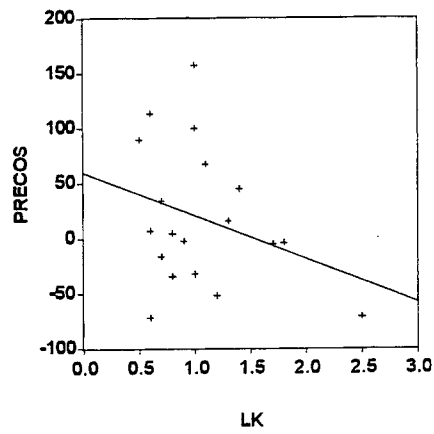
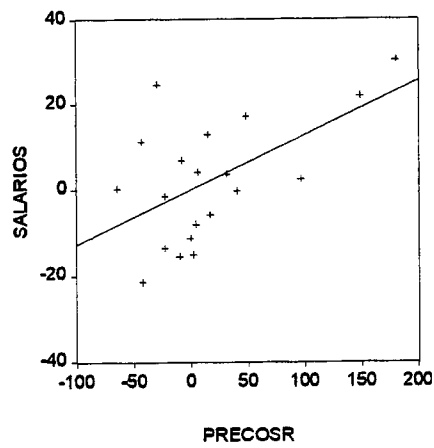


FIGURE 7



COMENTÁRIOS

COMENTÁRIOS