

5 Referências Bibliográficas

ABOWD, M. J. The NBER Immigration, Trade, and Labor Markets Data Files. **NBER-Working Paper # 3351**. 1990.

ANDERSON, E. J. Cross-Section Test of Heckscher-Ohlin Theorem: Comment. **American Economic Review**, 71(5): 1037-39. 1981.

ARBACHE, S. J. **Liberalização Comercial e Mercado de Trabalho em Países em Desenvolvimento: Teoria e Evidência**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica aplicada, 2000.

ARBACHE, S. J. Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil. Em Barros P. B.; Lisboa M; Menezes-Filho N. A. (Ed.). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas – EPGE, 2001.

ARBACHE, S. J.; CORSEUIL, C. H. Liberalização comercial e estruturas de emprego no Brasil. **IPEA - Texto para Discussão**, # 801. 2001.

ATKINSON, B. A.; STIGLITZ, J. E. **Lectures on Public Economics**. McGraw-Hill, 1980.

AW, B-Y. The Interpretation of Cross-Section Regression Test of The Heckscher-Ohlin Theorem with Many Good and Factors. **Journal of International Economics**, 14(1-2):163-167. 1983.

BALASSA, B. Comparative Advantage in Manufactured Goods - A Re-appraisal. **Review of Economics and Statistics**, 68(2):315-19. 1986.

BALDWIN, R. E. Determinants of the Commodity Structure of U.S. Trade. **American Economic Review**, 61(1): 126-46. 1971.

BALDWIN, E. R.; CAIN, G. G. Shifts in U.S. Relative Wages: The Role of Trade, Technology and Factor Endowments. **NBER-Working Paper**, # 5934. 1997.

BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. Abertura comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e desigualdade. Em Henriques (Ed.) **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000.

BARROS, R. P., CORSEUIL, C. H.; CURY, S; LEITE, P.G. Abertura econômica e distribuição da renda no Brasil. No seminário **Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil**. Brasília DF, 2001.

BERMAN, E., BOUND J.; GRILICHES Z. Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing industries: Evidence from the Annual Survey of Manufacturing. **Quarterly Journal of Economics**, 1092: 367-398. 1994.

BINSWANGER, H.P. The measurement of technical change biases with many factors of production. **American Economic Review**, 64: 964--976. 1974.

BLANCHARD, J. O.; FISCHER, S. **Lectures on Macroeconomics**. MIT Press, 1989.

BLAU, D. F.; LAWRENCE, M. K. International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces. **Journal of Political Economy**, 104(4): 791-837. 1996.

BLOM, A., HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, earnings and inequality in Brazil 1982-1998: Implication for education policy. **World Bank - Working Paper**, # S2686. 2001.

BONELLI, R.; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **IPEA- Texto Para Discussão, #557**. Rio de Janeiro-Brasil, 1998.

BOWEN, P. H., LEAMER E. E.; SVEIKASUKAS L. Multicountry, Multifactor Tests of the Factor Abundance Theory. **American Economic Review**, 77(5): 791-809. 1987.

BOWEN, P. H.; SVEIKAUSKAS L. Judging Factor Abundance. **Quarterly Journal of Economics**, 107(2): 599 - 620. 1992.

BRANSON, H. W.; MONOYIOS N. Factor Inputs in U.S. Trade. **Journal of International Economics**, 7(2): 111-31. 1977.

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo Industrial - Dados Gerais – Brasil. Em **IX Recenseamento Geral do Brasil –1980**, Volume 3, Tomo 2, Parte 1, # 1. 1984a.

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censos Econômicos e Inquéritos Especiais – Brasil. Em **IX Recenseamento Geral do Brasil –1980**, Volumes 2 (1), 4 (1), 5 (1) e 6 (1-4). 1984b.

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de Insumo-Produto, Brasil 1985**, www.ibge.gov.br. (19--).

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo Industrial – Brasil. Em **Censos Economicos de 1985**. (19--a)

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo Agropecuário – Brasil. Em **Censos Economicos de 1985**. (19--b)

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de Insumo-Produto 1980**. Rio de Janeiro, 1989.

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Novo Sistema de Contas Nacionais do Brasil - Séries Correntes: 1981-85. Metodologia, Resultados Provisórios e Avaliação do Projeto, Fundação IBGE. Departamento de Contas Nacionais. **IBGE-Série Textos Para Discussão**, 51: Vol. I e II. 1991.

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Industrial Anual - Empresas do Setor Industrial – 1989. **IBGE- Departamento de Indústria**, Vol. 11 # 4: 1-145. 1995a.

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Industrial Anual - Empresas do Setor Industrial – 1992. **IBGE- Departamento de Indústria**, Vol. 12 # 1: 1-149. 1995b.

BRASIL: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Industrial Anual - Empresas de 1996. **IBGE- Departamento de Indústria**. Rio de Janeiro, 2002.

BRECHER, A. R. Minimum Wage Rates and the Pure Theory of International Trade. **Quarterly Journal of Economics** 88(1): 98-116. 1974.

COELHO, M. A.; CORSEUIL, C. H. Diferencias salariais no Brasil: Um breve panorama. **IPEA- Texto para Discussão**, # 898. 2002.

CREEDY, J.; MCDONALD, M. I. Models of Trade Union Behavior: A Synthesis. **The Economic Record**, 67: 346-355. 1991.

CRATFS, R. F. N.; THOMAS, M. Comparative Advantage in UK Manufacturing Trade, 1910-1935. **The Economic Journal**, 96(383): 629-45. 1986.

DAVIS, R. D. Does European Unemployment Prop Up American wages?. **NBER-Working Paper**, # 5620. 1996a.

DAVIS, R. D. Trade Liberalization and Income Distribution. **NBER-Working Paper**, #5693. 1996b.

DAVIS, P.A.; WEINSTEIN, E. D. An Account of Global Factor Trade. **NBER-Working Paper**, # 6785. 1998.

DAVISON, C. L. M.; MATUSZ, S. Trade and Search Generated Unemployment. **Journal of International Economics**, 48: 271-299. 1999.

DEARDORFF, V. A. Testing Trade Theories and Predicting Trade Flows. Em Jones, W. R.; Kenen, P. B. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Elsevier Science Publisher B. V. The Netherlands. Vol 1, 1984. p. 467-517

DEARDOFF, V. A. Overview of the Stolper-Samuelson Theorem. Em Deardoff A. V.; Stern R. M (Ed.) **The Stolper Samuelson Theorem, A Golden Jubilee**. 1994. p. 7 -34.

ENGELBRECHT, H-J. Business sector R&D and Australia's Manufacturing Trade Structure. **Applied Economics**, 30(2): 177-87. 1998.

ETHIER, W. J. Higher dimensional issues in trade theory. Em Jones W. R.; Kenen P. B. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Elsevier Science Publisher B. V. The Netherlands. Vol 1. 1984.

FEENSTRA, R. C.; HANSON, H. G. Productivity Measurement and the Impact of Trade and Technology on Wages: Estimates for the U.S.,1972-1990, **NBER-Working Paper**, # 6052. 1997.

FEENSTRA, C. R; HANSON, H. G.. Aggregation Bias in the Factor Content of Trade: Evidence from U.S. Manufacturing. **American Economic Review**, 90(2): 155-60. 2000.

FERREIRA, B. A.; MACHADO A. F. **Trade, Wage and Employment**. Universidade Federal de Minas Gerais-Departamento de Economia. Minas Gerais-Brasil, 2002.

FISHER, C. G. T.; WASCHIK, R. G. Union Bargaining Power, Relative Wages, and Efficiency in Canada. **Canadian Journal of Economics**, 33: 743-765. 2000.

FUDENBERG, D.; TIROLE, J. **Game Theory**. Massachusetts Institute of Technology. 1991.

GHOSEK, A. Trade liberalization and manufacturing employment. **International Labour Office Geneva - Employment Paper**, 2000/3. 2000.

GONZAGA, G.; MENEZES-FILHO, N.; TERRA, C. **Trade liberalization and evolution of skill earnings differentials in Brazil**. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2002.

GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, S. J. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. No seminário de **Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil**. Brasília DF. 2001a.

GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, S. J. **Trade liberalization and the returns to education: A pseudo-panel approach**. University of Kent-UK, Universidade de Brasília-Brasil. 2001b.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Upper Saddle River, N.J. Prentice-Hall. Terceira edição. 1997.

GOTTSCHALK, P.; SMEEDING, T. M. Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality. **Journal of Economic Literature**, 35: 633-687. 1997.

HARKNESS, J. Factor Abundance and Comparative Advantage. **American Economic Review**, 68(5): 784-800. 1978.

HARKNESS, J. Cross-Section Test of the Heckscher-Ohlin Theorem: Reply. **American Economic Review**, 71(5): 1044-48. 1981.

HARKNESS, J.; KYLE, F. J. Factors Influencing United States Comparative Advantage. **Journal of International Economics**, 5(2): 153-65. 1975.

HARRIGAN, J. Factor Endowments and the International Location of Production: Econometric Evidence for the OECD, 1970-1985. **Journal of International Economics**, 39(2): 123-41. 1995.

HARRIGAN, J. Technology, Factor Supplies, and International Specialization: Estimating the Neoclassical Model, **American Economic Review**, 87 (4): 475-94. 1997.

HASKEL, E. J.; SLAUGHTER, J. M. Does sector bias of skill-biased technical change explain changing wage differentials?, **NBER-Working Paper**, # 6565. 1998.

HASKEL, E. J.; SLAUGHTER J. M. Have falling tariffs and transportation costs raised u.s. wage inequality?, **NBER-Working Paper** # 7539. 2000.

HASKEL, E. J.; SLAUGHTER M. J. Trade, technology and U.K. wage inequality. **Economic Journal**, 111(january): 163-187. 2001.

HAY, D. A. The Post 1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of Large Manufacturing: Productivity, Market Share and Profits. **Economic Journal**, 111(january): 620-641. 2001.

HELPMAN, E; KRUGMAN, P. **Market Structure and Foreign Trade**. Cambridge, MA: MIT Press. 1985.

HOSIOS, J. A. Factor Market Search and Structure of Simple General Equilibrium Models. **Journal of Political Economy**, 98(21): 325-355. 1990.

JOHNSON, G; STAFFORD, F. The Labor Market Implications of International Trade. em Ashenfelter O.; Car D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. Volume 3. 1999. p. 2215-88.

JONES, W. R. The Structure of Simple General Equilibrium Models. **Journal of Political Economy** 73(6): 557-572. 1965.

JONES, W. R. Distortions in Factor Markets and the General Equilibrium Model of Production. **Journal of Political Economy** 79(3): 437-459. 1971.

KHAN, J; LIM, J-S. Skilled Labor-augmenting technical progress in U.S. manufacturing. **Quarterly Journal of Economics**, 113(4): 1281-1308. 1998.

KATZ, L. F.; MURPHY, M. K. Changes in relative wages, 1963 – 1987: supply and demand factors. **Quarterly Journal of Economics**, 107: 35-78. 1992.

KRUEGER, B. A. Labor market shifts and the price puzzle, **National Bureau of Economic Research Working Paper # 5924**. 1997.

KRUEGER, B. A.; SUMMER L. H. Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. **Econometrica**, 56(2): 259-93. 1988.

KRUGMAN, P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. **American Economic Review**, 70: 950-959. 1980.

KRUGMAN, P. Technology, trade, and factor prices. **NBER-Working Paper**, #5355. 1995.

KRUGMAN, P.; LAWRENCE, Z. R. Trade, jobs and wages. **NBER-Working Paper**, # 4478. 1993.

KUME, H. **A política brasileira de importação no período 1987-99: descrição e avaliação.** Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. 2000.

LAWRENCE, R. Z.; SLAUGHTER, M. J. International trade and American wages in the 1980s: giant sucking sound or small hiccup?. **Brooking Paper of Economic Activity: Microeconomics**, 2:161-226. 1993.

LAYARD, R.; STEPHEN, N.; JACKMAN, R. **Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labor Market.** Oxford University Press. 1991.

LEAMER, E. E. The Leontief Paradox Reconsidered. **The Journal of Political Economy** 88(3): 495-503. 1980.

LEAMER, E. E. **Sources of International Comparative Advantage: Theory and Evidence.** Cambridge, MA: MIT Press. 1984.

LEAMER, E. E. Paths of Development in the Three-Factor, N-Good General Equilibrium Model. **Journal of Political Economy**, 95(5): 961-99. 1987.

LEAMER, E. E. Trade, Wages and Revolving Door Ideas. **NBER-Working Paper**, # 4716. 1994.

LEAMER, E. E. In search of Stolper-Samuelson Effects on U.S. Wages. **NBER-Working Paper**, # 5427. 1996a.

LEAMER, E. E. Wage Inequality from International Competition and Technological Change: Theory and Country Experience. **American Economic Review**, 6(2): 309-314. 1996b.

LEAMER, E. E.; BOWEN, H. P. Cross-Section Test of the Heckscher-Ohlin Theorem: Comment. **American Economic Review**, 71(5): 1040-43. 1981.

LEONTIEF, W. W. Domestic Production and Foreign Trade: The American Capital Position Re-examined. *Economia Internazionale*, 71:3-32. 1953.

Reimpresso em Caves R. E.; Johnson H. G. (Ed.) **Readings in International Economics**, Richard D. Irwin, ICB, 1968.

LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N.; SEMOR, A. **Os efeitos da liberalização comercial sobre a produtividade: competição ou tecnologia?**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas-EPGE. 2002.

MACHADO, A. F.; MOREIRA, M. M. **Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil**. Faculdade de Ciências Econômicas - Universidade Federal de Minas Gerais. 2001.

MACHADO, A. F.; JAYME, G. F. **Trade liberalization and labor market in Brazil: impacts on employment and wages in tradeables and nontradeables sectors**. Faculdade de Ciências Econômicas - Universidade Federal de Minas Gerais. 2002.

MAULEON, A.; VANNETEBOSCH, V. **Efficiency Wages, Union Firm Bargaining and Strikes**. Universite Catholique de Louvain. 2001.

MARJIT, S.; BELADI, H. The Stolper-Samuelson Theorem in a Wage Differential Framework. **Japanese Economic Review**, 53(2): 177-181. 2002.

MARTIN, C. **Efficiency Wages and Union-Firm Bargaining**. Department of Economics. Queen Mary and Westfield College, University of London. London, 1997.

MASKUS, E. K. Evidence on Shifts in the Determinants of the Structure of U.S. Manufacturing Foreign Trade, 1958-76. **Review of Economics and Statistics**, 65(3): 415-422. 1983.

MENEZES FILHO, N.; RODRIGUES JR M. Abertura, tecnologia e educação: Evidências para a manufatura brasileira. No seminário **Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil**. Brasília DF. 2001.

MOOKHERJEE, D.; SHORROCKS A. A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. **Economic Journal**, 92(368):886-902. 1982.

MORANDI, L. Estoque de Riqueza e a Poupança do Setor Privado no Brasil - 1970/95. **IPEA-Texto para Discussão**, # 572. 1998.

MOREIRA, M. M.; CORREA, P. A first look at the impacts of trade liberalization on brazilian manufacturing industry. **World Development**, 26(10):1859-1874. 1998.

MOREIRA, M. M.; NAJBERG, S. Trade Liberalization in Brazil: Creating or Exporting Job?. **The Journal of Development Studies**, 36(3): 78-99. 2000.

MUENDLER, M. A. **Trade Liberalization and the Wage Gape in Brazil**. University of California Berkeley. Estados Unidos, 2000.

MUENDLER, M. A. **The Pesquisa Industrial Anual 1986-1998: A Detective's Report**. IBGE-Rio de Janeiro, 2001.

MUENDLER, M. A. **Trade, Technology and Productivity: A study of Brazilian Manufacturers, 1986-1998**. University of California Berkeley. Estados Unidos, 2002.

MUENDLER, M. A. **Tariff Series for Brazil: 1986-1999**. University of California, San Diego. Estados Unidos, 2003.

NEARY, J. P. Short-run Capital Specificity and the Pure Theory of International trade. **Economic Journal**, 88:488-510. 1978.

NOLAND, M. Research and Development Activities and Trade Specialization in Japan. **Journal of the Japanese and International Economies**, 10(2): 150-68. 1996.

NUNZIATA, L. **Institutions and Wage Determination: a Multi-Country Approach.** Nuffiel College, University of Oxford. 2001.

OSWALD, J. A. The Economic Theory of Trade Unions: An introductory Survey. **Scandinavian Journal of Economics**, 87(2):160-193. 1985.

PAVCNIK, N. et al. **Trade Liberalization and Labor Market Adjustment in Brazil.** Dartmouth College-NBER-Yale University and World Bank. 2002.

REIS DA SILVA, V. M. A. **Alguns Problemas para a Estimação do Custo de Capital Próprio no Mercado Acionário Brasileiro.** PUC-SP, (19--).

ROBERTSON, R. **Can the Stolper-Samuelson Theorem explain relative wage movements? Evidence from Mexico.** Department of Economics - Macalister College. 1999.

ROSSI, J. L.; FERREIRA, C. P. **Evolução da Produtividade Industrial Brasileira., IPEA -Texto Para Discussão, #651.** Rio de Janeiro, 1999.

SACHS, J. D.; SHATZ, J. H. Trade and Jobs in U.S. Manufacturing. **Brookings Papers on Economic Activity**, 1: 1-84. 1994.

SATO, R. The estimation of biased technical progress and the production function. **International Economic Review**, 11: 179--208. 1970.

SLAUGHER, J. M. What are the Results of Product/Price Studies and what can we Learn from their Differences?. **NBER- Working, Paper, # 6591.** 1998.

SLAUGHER, J. M. **Trade and Labor- Market Outcomes: What About Developing Countries.** Inter-American Seminar on Economics, Cambridge-Massachusetts. 2000.

SOARES, S.; SANTOS, M. L.; ARBACHE S. J. O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil. **IPEA -Texto Para Discussão**, # 651. 2001.

SONG, L. Trade-Revealed Factor Abundance: Further Evidence. **Journal of Japanese and International Economies**, 9(3): 278-89. 1995.

STAIGER, R. A Specification Test of the Heckscher-Ohlin Theory. **Journal of International Economics**, 251(2): 129-41. 1988.

STERN, R. M.; MASKUS, E. K. Determinants of the Structure of U.S. Foreign Trade, 1958-76. **Journal of International Economics** 11(2): 207-24. 1981.

SVEIKAUSKAS, L. Science and Technology in United States Foreign Trade. **Economic Journal**, 93 (371): 542-54. 1983.

TAN, L-Y. A Heckscher-Ohlin Approach to Changing Comparative Advantage in Singapore's Manufacturing Sector. **Review of World Economics**, 128(2): 288-309. 1992.

THIERFELDER, E. K.; SHIELLS, R. C. Trade and Labor Market Behavior. Em J. Francois e K. Reinert (Ed.). **Applied Methods For Trade Policy Analysis**. Cambridge University Press. 1997.

TREFLER, D. International Factor Price Differences: Leontief was Right. **Journal of Political Economy**, 101(6): 961-87. 1993.

TREFLER, D. The Case of the Missing Trade and Other Mysteries. **American Economic Review**, 85(5): 1029-46. 1995.

TREFLER, D.; CHUN ZHU, S. Beyond the Algebra of Explanation HOV for the Technology Age. **American Economic Review**, 90(2): 145-49. 2000.

TORSTENSSON, J. Technical Differences and Inter-Industry Trade in the Nordic Countries. **Scandinavian Journal of Economics**, 98(1): 93-110. 1996.

VARIAN, R. H. **Microeconomic Analysis**. W.W. Norton & Company. Second edition. 1984.

WRIGHT, G. The Origins of American Industrial Success, 1879-1940. **American Economic Review**. 80(4): 651-88. 1990.

6 Apêndice

6.1. Apêndice A – capítulo 2

6.1.1. Descrição da base de dados

Para desenvolver a análise econométrica do segundo capítulo utilizaram-se dados anuais desde 1979 até 1990. Os dados usados sobre emprego, custos, produção e preços vêm da NBER Manufacturing Productivity Data Base. O índice de sindicalização foi gentilmente fornecido por John Abowd.⁶¹ Todas as variáveis estão desagregadas a quatro dígitos, usando os códigos SIC de 1972. Foram excluídos três setores (2383, 2794 e 3332) devido à falta de informação em alguns anos. As variáveis utilizadas são apresentadas na seguinte Tabela:

Tabela 6.1: Detalhe das variáveis utilizadas, capítulo 2

| Variável | Definição |
|----------------|---|
| <i>ET</i> | Emprego total em 1000s |
| <i>U</i> | Trabalhadores ligados à produção em 1000s |
| <i>S</i> | Trabalhadores não ligados à produção em 1000s = $ET - U$ |
| CW_T | Pago total por conceito de trabalho em \$1,000,000 |
| CW_U | Pago aos trabalhadores ligados à produção \$1,000,000 |
| W_U | CW_U/U |
| W_S | $(CW_T - CW_U)/(ET - U)$ |
| <i>VSHIP</i> | Valor bruto de produção em \$1,000,000 |
| <i>MATCOST</i> | Custo dos materiais em \$1,000,000 |
| <i>VADD</i> | Valor adicionado total em \$1,000,000 |
| <i>EQUIP</i> | Capital real: equipamentos em \$1,000,000 |
| <i>PLANT</i> | Capital real: estruturas em \$1,000,000 |
| <i>INVENT</i> | Inventários de final de ano em \$1,000,000 |
| <i>PSHIP</i> | Deflator do <i>VSHIP</i> 1987 = 1, mede o nível de preços |
| <i>PIINV</i> | Deflator do investimento <i>VSHIP</i> 1987 = 1 |

⁶¹ Ver Abowd (1990). Usando como fonte primária o Current Population Survey, o indicador foi construído como: $T^j = (\sum A_k^j \rho_k^j / \sum \rho_k^j) * 100$; onde T^j é o percentual de trabalhadores

Continuação da Tabela 6.1

| | |
|-------------------|--|
| WKT | Retorno do capital = $0.1 \times [(EQUIP + PLANT) \times PIINV + INVENT]$ |
| θ_U | $WUT/(WT+MATCOST+WKT)$ |
| θ_S | $(WT-WUT)/(WT+MATCOST+WKT)$ |
| θ_K | $WKT/(WT+MATCOST+WKT)$ |
| θ_{BI} | $MATCOST/(WT+MATCOST+WKT)$ |
| $\hat{\lambda}_U$ | Taxa de crescimento (média anual) de U como proporção do emprego total das manufaturas |
| SIN_U | Grau de sindicalização dos trabalhadores ligados à produção |
| SIN_T | Grau de sindicalização do total de trabalhadores |
| SIN_S | Grau de sindicalização dos trabalhadores ligados à produção ⁶² |
| \hat{p} | Taxa de crescimento (média anual) dos preços |
| $T\hat{F}P$ | Taxa de crescimento (média anual) do índice da produtividade total de cinco fatores |

As principais estatísticas das variáveis de interesse são apresentadas na seguinte Tabela:

Tabela 6.2: Principais estatísticas - Toda a amostra, capítulo 2

| Variáveis | Média | Mediana | Máximo | Mínimo | Desvio Padrão | Coefficiente de Variação de Pearson |
|------------------------------|----------|----------|----------|---------|---------------|-------------------------------------|
| \hat{p} | 0.0365 | 0.0386 | 0.1234 | -0.1169 | 0.0169 | 0.4633 |
| $T\hat{F}P$ | 0.0009 | 0.0003 | 0.1215 | -0.0891 | 0.0170 | 18.3528 |
| \hat{W}_U | 0.0511 | 0.0510 | 0.0856 | 0.0074 | 0.0096 | 0.1870 |
| \hat{W}_S | 0.0543 | 0.0548 | 0.1074 | -0.0209 | 0.0144 | 0.2651 |
| $d(W_S/W_U)/(W_S/W_U)$ | 0.0021 | 0.0017 | 0.0099 | -0.0038 | 0.0017 | 0.8377 |
| W_U em 1979 | 12.5347 | 12.1373 | 24.0479 | 5.2727 | 3.7486 | 0.2991 |
| W_S em 1979 | 19.5211 | 19.4048 | 36.2500 | 10.0000 | 3.3475 | 0.1715 |
| PMU em 1979 ⁽¹⁾ | 53.8893 | 43.7611 | 359.5701 | 12.7273 | 41.0066 | 0.7609 |
| PMS em 1979 ⁽²⁾ | 166.2073 | 144.2727 | 845.2727 | 48.7406 | 88.9443 | 0.5351 |
| SIN_U em 1979 | 42.8512 | 40.7100 | 79.7900 | 10.6400 | 15.4154 | 0.3597 |
| SIN_T em 1979 | 32.6850 | 29.3200 | 73.9400 | 6.5600 | 12.3458 | 0.3777 |
| θ_U | 0.1753 | 0.1757 | 0.4696 | 0.0092 | 0.0776 | 0.4424 |
| θ_S | 0.0938 | 0.0841 | 0.4166 | 0.0063 | 0.0568 | 0.6061 |
| θ_K | 0.0818 | 0.0775 | 0.2609 | 0.0158 | 0.0333 | 0.4074 |
| θ_{BI} | 0.6491 | 0.6406 | 0.9544 | 0.2596 | 0.1212 | 0.1867 |
| $\hat{\lambda}_U$ | -0.0057 | -0.0032 | 0.0978 | -0.1425 | 0.0332 | -5.8719 |

Notas: ⁽¹⁾ e ⁽²⁾ representam as produtividades médias de U e S respectivamente.

sindicalizados no setor j , $A_k^j = 1$ se o empregado k está sindicalizado e zero em caso contrário, e

ρ_k^j é o peso atribuído a cada trabalhador.

⁶² Devido à falta de informação, o grau de sindicalização dos trabalhadores qualificados (não ligados à produção) foi estimado como: $T_{(S)}^j = (T_{(S+U)}^j - T_{(U)}^j) * U^j / S^j + T_{(S+U)}^j$, onde S e U fazem referencia aos trabalhadores qualificados e não qualificados respectivamente.

Figura 6.1: Desigualdade Salarial nos Estados Unidos

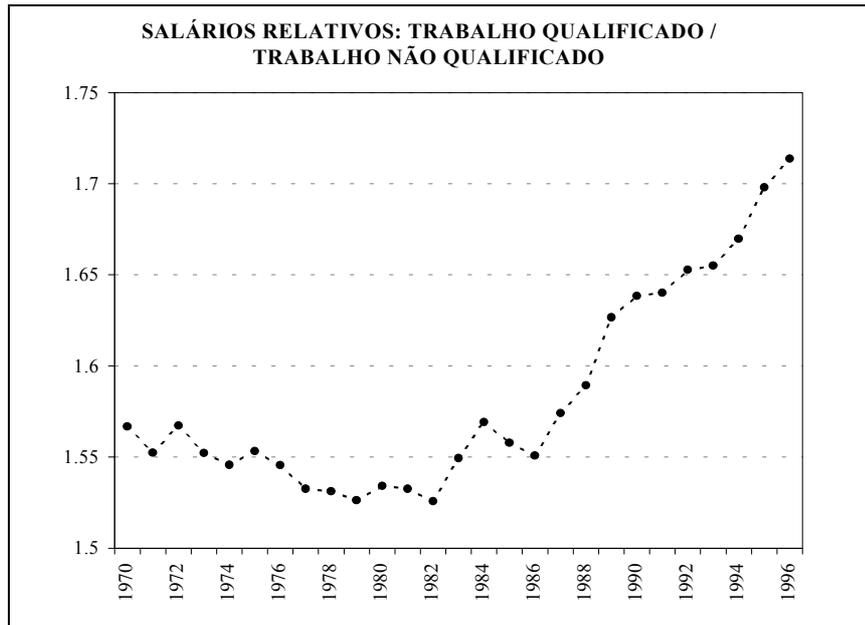
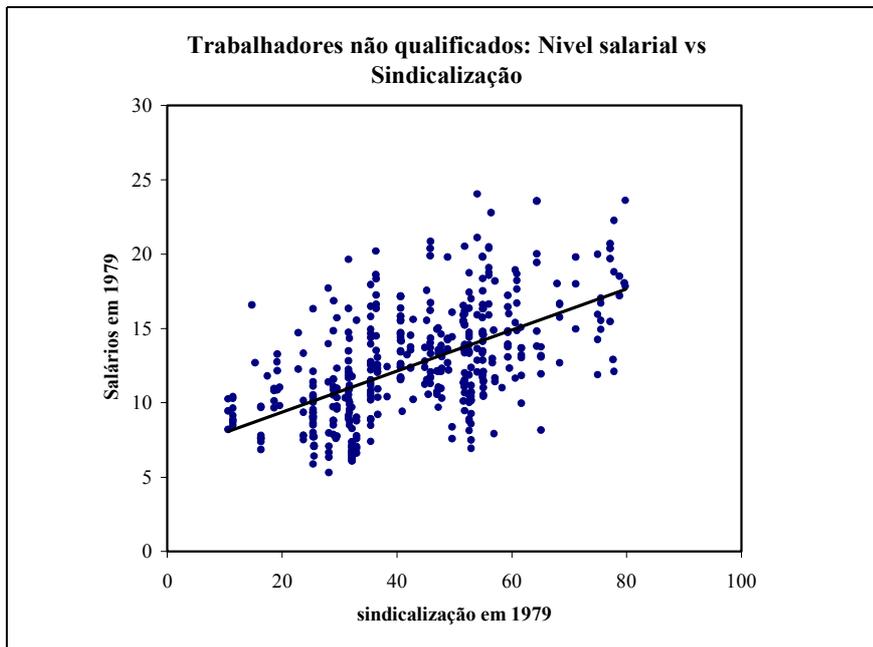


Figura 6.2: digrama de dispersão, capítulo 2



Nota: os salários são mensurados em milhares

6.1.2. Análise de sensibilidade

Tabela 6.3: Principais Estatísticas de acordo ao grau de sindicalização

| Variáveis | Média | Mediana | Desvio Padrão | Coefficiente de Variação de Pearson | Teste da média ⁽¹⁾ Estatística “t” |
|--|----------|----------|---------------|-------------------------------------|---|
| Dados abaixo da média (226 observações) | | | | | |
| \hat{P} | 0.0357 | 0.0374 | 0.0171 | 0.4780 | 1.0242 |
| $T\hat{F}P$ | 0.0027 | 0.0015 | 0.0167 | 6.1852 | -2.1985** |
| $U\%ET$ em 1979 | 0.7667 | 0.7908 | 0.1169 | 0.1524 | -1.9173* |
| \hat{W}_U | 0.0519 | 0.0515 | 0.0086 | 0.1658 | -1.8378* |
| \hat{W}_S | 0.0552 | 0.0552 | 0.0144 | 0.2604 | -1.3242 |
| PMU em 1979 ⁽²⁾ | 42.5084 | 33.9682 | 36.3209 | 0.8544 | 5.8547*** |
| PMS em 1979 ⁽³⁾ | 135.3595 | 121.2821 | 50.5122 | 0.3732 | 7.3162*** |
| SIN_U em 1979 | 30.1289 | 31.7500 | 7.5466 | 0.2505 | 17.4096*** |
| SIN_T em 1979 | 23.2145 | 25.1500 | 5.8549 | 0.2522 | 16.1819*** |
| θ_U | 0.1995 | 0.1966 | 0.0689 | 0.3455 | -6.5834*** |
| θ_S | 0.1091 | 0.0958 | 0.0576 | 0.5283 | -5.6824*** |
| θ_K | 0.0769 | 0.0769 | 0.0276 | 0.3590 | 3.0978*** |
| θ_{BI} | 0.6146 | 0.6219 | 0.0992 | 0.1614 | 6.0107*** |
| $\hat{\lambda}_U$ | -0.0041 | -0.0042 | 0.0335 | -8.2571 | -0.9858 |
| Dados acima da média (219 observações) | | | | | |
| \hat{P} | 0.0373 | 0.0396 | 0.0167 | 0.4488 | -0.9706 |
| $T\hat{F}P$ | -0.0009 | -0.0010 | 0.0172 | -19.1111 | 2.2653** |
| $U\%ET$ em 1979 | 0.7470 | 0.7706 | 0.0943 | 0.1263 | 1.9775** |
| \hat{W}_U | 0.0503 | 0.0506 | 0.0104 | 0.2070 | 1.6958* |
| \hat{W}_S | 0.0534 | 0.0538 | 0.0144 | 0.2696 | 1.3137 |
| PMU em 1979 ⁽²⁾ | 65.6340 | 53.6038 | 42.3128 | 0.6447 | -6.0418*** |
| PMS em 1979 ⁽³⁾ | 198.0411 | 169.7812 | 107.1192 | 0.5409 | -7.5501*** |
| SIN_U em 1979 | 55.9801 | 54.0300 | 9.1790 | 0.1640 | -17.9661*** |
| SIN_T em 1979 | 42.4581 | 41.4800 | 9.2800 | 0.2186 | -16.6991*** |
| θ_U | 0.1504 | 0.1469 | 0.0782 | 0.5203 | 6.7714*** |
| θ_S | 0.0780 | 0.0704 | 0.0516 | 0.6613 | 5.8588*** |
| θ_K | 0.0869 | 0.0787 | 0.0377 | 0.4345 | -3.2330*** |
| θ_{BI} | 0.6848 | 0.6896 | 0.1313 | 0.1917 | -6.2114*** |
| $\hat{\lambda}_U$ | -0.0073 | -0.0029 | 0.0329 | -4.5034 | 1.0489 |

Notas: ⁽¹⁾ O teste da média testa a hipótese nula de que a média das primeiras 226 observações (ou 219 últimas observações) é igual do que a média de toda a amostra, contra a hipótese alternativa de que são diferentes. ***, ** e * dizem que a hipótese nula é rejeita ao nível de significância do 1%, 5% e 10% respectivamente.

⁽²⁾ e ⁽³⁾ representam as produtividades médias de U e S respectivamente.

Tabela 6.4: Correlações de Pearson: Amostra dividida de acordo com o grau de sindicalização

| | <i>U%ET em 1979</i> | <i>U%ET em 1990</i> | <i>S%ET em 1979</i> | <i>S%ET em 1990</i> |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Toda a amostra (445 observações) | | | | |
| \hat{P} | -0.0595 | -0.0656 | 0.0595 | 0.0656 |
| $\hat{P} + T\hat{F}P$ | -0.0624 | -0.0591 | 0.0624 | 0.0591 |
| $\hat{P} + 0.65 \times T\hat{F}P$ | -0.0724 | -0.0728 | 0.0724 | 0.0728 |
| Dados abaixo da média (226 observações) | | | | |
| \hat{P} | -0.0917 | -0.0787 | 0.0917 | 0.0787 |
| $\hat{P} + T\hat{F}P$ | -0.0616 | -0.0223 | 0.0616 | 0.0223 |
| $\hat{P} + 0.65 \times T\hat{F}P$ | -0.0902 | -0.0569 | 0.0902 | 0.0569 |
| Dados acima da média (219 observações) | | | | |
| \hat{P} | -0.0089 | -0.0427 | 0.0089 | 0.0427 |
| $\hat{P} + T\hat{F}P$ | -0.0816 | -0.1071 | 0.0816 | 0.1071 |
| $\hat{P} + 0.65 \times T\hat{F}P$ | -0.0642 | -0.0971 | 0.0642 | 0.0971 |

Tabela 6.5: Regressões *mandated wages*, 1979-90, capítulo 2**Amostra 1**

| Variável | Primeiras 226 observações | | | Demais observações; 219 | | | Demais observações; 219 inclui a <i>dummy</i> | | |
|------------|---------------------------|------------------|------------------|-------------------------|------------------|------------------|---|------------------|------------------|
| | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ |
| θ_U | 0.058 (4.090) | 0.017 (0.940) | 0.031 (2.260) | 0.057 (2.080) | 0.047 (4.010) | 0.050 (3.40) | 0.031 (2.590) | 0.041 (3.870) | 0.038 (4.360) |
| θ_S | 0.072 (3.160) | 0.061 (3.110) | 0.065 (3.430) | 0.030 (0.570) | 0.035 (1.860) | 0.033 (1.230) | 0.081 (3.870) | 0.046 (2.880) | 0.059 (4.610) |

Amostra 2

| Variável | Primeiras 226 observações | | | Primeiras 226 observações inclui a <i>dummy</i> | | | Demais observações; 219 | | |
|------------|---------------------------|------------------|------------------|---|------------------|------------------|-------------------------|------------------|------------------|
| | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ |
| θ_U | 0.059 (2.960) | 0.041 (3.630) | 0.047 (3.870) | 0.044 (3.330) | 0.038 (3.430) | 0.040 (4.060) | 0.053 (3.370) | 0.016 (0.780) | 0.029 (1.870) |
| θ_S | 0.050 (1.540) | 0.043 (2.510) | 0.045 (2.280) | 0.075 (3.420) | 0.048 (2.890) | 0.058 (3.50) | 0.071 (2.760) | 0.071 (2.880) | 0.071 (3.170) |

Continuação Tabela 6.5

Amostra 3

| Variável | Primeiras 226 observações | | | Demais observações; 219 | | | Demais observações; 219 inclui a <i>dummy</i> | | |
|------------|---------------------------|------------------|------------------|-------------------------|------------------|------------------|---|------------------|------------------|
| | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ |
| θ_U | 0.043 (3.610) | 0.036 (2.980) | 0.038 (3.640) | 0.077 (3.010) | 0.025 (1.310) | 0.043 (2.50) | 0.056 (3.530) | 0.020 (1.060) | 0.032 (2.330) |
| θ_S | 0.090 (3.930) | 0.056 (2.640) | 0.068 (3.40) | 0.009 (0.210) | 0.044 (2.320) | 0.032 (1.260) | 0.051 (2.120) | 0.054 (3.140) | 0.053 (3.210) |

Amostra 4

| Variável | Primeiras 226 observações | | | Demais observações; 219 | | | Demais observações; 219 inclui a <i>dummy</i> | | |
|------------|---------------------------|------------------|------------------|-------------------------|------------------|------------------|---|------------------|------------------|
| | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ |
| θ_U | 0.048 (3.70) | 0.037 (3.30) | 0.041 (3.960) | 0.065 (2.640) | 0.022 (1.070) | 0.037 (2.10) | 0.045 (3.050) | 0.017 (0.850) | 0.027 (1.860) |
| θ_S | 0.069 (3.220) | 0.055 (3.460) | 0.060 (3.850) | 0.042 (0.950) | 0.048 (1.890) | 0.046 (1.610) | 0.079 (2.850) | 0.057 (2.260) | 0.065 (2.750) |

Amostra 5

| Variável | Primeiras 226 observações | | | Primeiras 226 observações inclui a <i>dummy</i> | | | Demais observações; 219 | | |
|------------|---------------------------|------------------|------------------|---|------------------|------------------|-------------------------|------------------|-----------------|
| | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ | $\zeta=0$ | $\zeta=1$ | $\zeta=0.65$ |
| θ_U | 0.057 (2.370) | 0.048 (3.770) | 0.051 (3.460) | 0.038 (2.430) | 0.043 (3.530) | 0.041 (3.510) | 0.056 (4.460) | 0.015 (0.880) | 0.030 (2.30) |
| θ_S | 0.028 (0.690) | 0.045 (1.990) | 0.039 (1.510) | 0.062 (2.370) | 0.052 (2.360) | 0.056 (2.620) | 0.085 (3.880) | 0.058 (3.260) | 0.067 (4.10) |

Notas: a) Entre parênteses encontram-se as estatísticas “t”; b) todos os desvios padrão e as estatísticas “t” foram estimados utilizando a matriz de covariância consistente-heteroscedástica de White; c) os gastos (proporcionais) são mensurados no período inicial, 1979; d) $\zeta=0$ quando o *pass-through* das mudanças tecnológicas aos preços é 0; $\zeta=1$ quando o *pass-through* das mudanças tecnológicas aos preços é 1; e $\zeta=0.65$ quando o *pass-through* das mudanças tecnológicas aos preços é 0.65; e) a *dummy* é igual a um para a indústria de computação e zero em caso contrário.

6.1.3.**Algumas soluções do modelo****6.1.3.1.****Determinação da renda alternativa**

Para determinar o valor esperado da renda alternativa se supõe que a economia se encontra no estado estacionário, de forma que é possível derivar os valores presentes (V) das rendas dos trabalhadores sob duas condições: empregado

no setor M e empregado no setor F .⁶³ Calculando os valores no início do período e os pagamentos no final, tem-se:

$$V_U^F = \frac{1}{1+r} [W_U^{e,F} + h_M V_U^M + (1-h_M)V_U^F] \quad (6.1)$$

$$V_U^M = \frac{1}{1+r} [W_U^{e,M} + h_F V_U^F + (1-h_F)V_U^M] \quad (6.2)$$

onde h_M e h_F representam, respectivamente, as probabilidades de trabalhar no setor M e F , e r é a taxa de desconto. As equações mostram que um trabalhador no setor j receberá seu salário esperado no final de período ($W_U^{e,j}$). No início do próximo período, ele pode ser contratado no mesmo setor - e ter uma renda presente descontada semelhante - ou trabalhar no outro setor - e contar com o valor presente da renda desse outro setor.

Das expressões anteriores obtém-se o fluxo equivalente de V_U^F :

$$rV_U^F = \frac{r+h_F}{r+h_F+h_M} W_U^{e,F} + \frac{h_M}{r+h_F+h_M} W_U^{e,M} \quad (6.3)$$

Pode-se considerar que a probabilidade de trabalhar em um dado setor encontra-se em função da demanda por trabalho nesse setor como proporção da oferta total (\bar{U}). Isto é: $h_F = hU_U^F / \bar{U} = h\lambda_{UF}$ e $h_M = hU_U^M / \bar{U} = h\lambda_{UM}$. Este suposto é consistente com o requerimento de que a entrada de trabalhadores no setor M seja igual do que a saída de trabalhadores no setor F : $h_M U_U^F = h_F U_U^M$. Levando em conta, além, que (no equilíbrio no mercado do trabalho não qualificado) $\lambda_{UF} + \lambda_{UM} = 1$, então pode se determinar $\frac{r+h\lambda_{UF}}{r+h} \approx \rho_1 \lambda_{UF}$ e

$\frac{h\lambda_{UM}}{r+h} \approx \rho_2 \lambda_{UF}$. Assim o salário de reserva será dado por (2.7), com $rV_U^F \cong A_U^M$.

Note-se que as variações em λ_{UF} , λ_{UM} - que implicam mudanças em U_U^F , U_U^M e/ou \bar{U} - conduzem a outro nível de *steady state* em (6.3). Isto mostra que a

⁶³ O processo de solução baseia-se em Layard et al. (1991) e Blanchard e Fischer (1989).

renda alternativa encontra-se endogenamente determinada ao mercado de trabalho não qualificado.

6.1.3.2. Descrição das equações do modelo

Pelo lado da oferta do mercado de bens as seguintes equações são especificadas no equilíbrio:

$$C^M = c^M(W_U^M, W_S)Q^M \quad (6.4)$$

$$C^F = c^F(W_U^F, W_S)Q^F \quad (6.5)$$

$$P^M = c^M(W_U^M, W_S)t^{-1} = \frac{1}{A} \left(\frac{W_U^M}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{W_S}{(1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} t^{-1} \quad (6.6)$$

$$P^F = c^F(W_U^F, W_S) = \frac{1}{A'} \left(\frac{W_U^F}{\alpha'} \right)^{\alpha'} \left(\frac{W_S}{(1-\alpha')} \right)^{1-\alpha'} \quad (6.7)$$

Onde as duas primeiras equações descrevem, respectivamente, a funções custo dos setores M e F . O equilíbrio no mercado de fatores está dado por:

$$\bar{U} = U^M + U^F \text{ ou } 1 = \lambda_{UM} + \lambda_{UF} \quad (6.8)$$

$$\bar{S} = S^M + S^F \text{ ou } 1 = \lambda_{SM} + \lambda_{SF} \quad (6.9)$$

onde: $\lambda_{Uj} = U^j / \bar{U}$ e $\lambda_{Sj} = S^j / \bar{S}$. Por fim, o salário de barganha é determinado como:

$$W_U^M = (1/(1-\varphi)) \left[(\rho_1 \lambda_{UF}) W_U^{e,F} + (\rho_2 \lambda_{UM}) W_U^{e,M} \right] \quad (6.10)$$

No equilíbrio $W_U^j = W_U^{e,j}$. As demandas pelos fatores de produção são as derivadas parciais das funções custo com respeito aos seus respectivos retornos (lema de Shephard). Isto é:

$$U^M = \frac{\partial C^M(\cdot)}{\partial W_U^M(\cdot)} = c_1^M(\cdot)Q^M = \alpha c^M(\cdot)Q^M / W_U^M \quad (6.11)$$

$$S^M = \frac{\partial C^M(\cdot)}{\partial W_S(\cdot)} = c_2^M(\cdot)Q^M = (1-\alpha) c^M(\cdot)Q^M / W_S \quad (6.12)$$

$$U^F = \frac{\partial C^F(\cdot)}{\partial W_U^F(\cdot)} = c_1^F(\cdot)Q^F = \alpha' c^F(\cdot)Q^F / W_U^F \quad (6.13)$$

$$S^F = \frac{\partial C^F(\cdot)}{\partial W_S(\cdot)} = c_2^F(\cdot)Q^F = (1-\alpha') c^F(\cdot)Q^F / W_S \quad (6.14)$$

Das expressões anteriores pode se determinar as demandas relativas dos fatores para cada setor:

$$\frac{U^M}{S^M} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \times \frac{W_S}{W_U^M} \quad (6.15)$$

$$\frac{U^F}{S^F} = \frac{\alpha'}{1-\alpha'} \times \frac{W_S}{W_U^F} \quad (6.16)$$

As sete equações - (6.6) – (6.10), (6.15) e (6.16) - determinam sete variáveis endógenas.⁶⁴ Para encontrar o impacto da abertura comercial, as equações são diferenciadas totalmente: (6.6) e (6.7) são inicialmente especificadas como:

$$dP^M = [c_1^M(\cdot)dW_U^M + c_2^M(\cdot)dW_S]^{-1} \quad (6.17)$$

$$dP^F = c_1^F(\cdot)dW_U^F + c_2^F(\cdot)dW_S \quad (6.18)$$

Utilizando as funções demanda, as expressões acima são rescritas como:

$$\hat{P}^M = \theta_{UM} \hat{W}_U^M + \theta_{SM} \hat{W}_S \quad (6.19)$$

$$\hat{P}^F = \theta_{UF} \hat{W}_U^F + \theta_{SF} \hat{W}_S \quad (6.20)$$

⁶⁴ É importante assinalar que no modelo existem ainda quatro variáveis endógenas adicionais. As primeiras representam os níveis de produto, \hat{Y}^M e \hat{Y}^F , e são determinadas através das duas funções de produção. As últimas são as demandas pelos bens e são especificadas a partir da maximização do consumo dos indivíduos que adicionam duas equações ao modelo.

onde $\theta_{UM} = W_U^M U^M / (P^M Q^M t)$, $\theta_{SM} = W_S U^M / (P^M Q^M t)$,
 $\theta_{SF} = W_S S^F / (P^F Q^F)$ e $\theta_{UF} = W_U^F U^F / (P^F Q^F)$. Das equações de custos e demandas pode se deduzir que: $\theta_{UM} + \theta_{SM} = 1$; $\theta_{UF} + \theta_{SF} = 1$. As variáveis $\tilde{\theta}_{iM} (= \theta_{iM} \times t)$ e θ_{iF} representam, respectivamente, a participação do custo de i na renda gerada em M e F .

A derivação das restantes equações é direta e determinada como:

$$\hat{U}^M - \hat{S}^M = -(\hat{W}_U^M - \hat{W}_S) \quad (6.21)$$

$$\hat{U}^F - \hat{S}^F = -(\hat{W}_U^F - \hat{W}_S) \quad (6.22)$$

$$0 = \lambda_{UM} \hat{U}^M + \lambda_{UF} \hat{U}^F \quad (6.23)$$

$$0 = \lambda_{SM} \hat{S}^M + \lambda_{SF} \hat{S}^F \quad (6.24)$$

$$\hat{W}_U^M = \hat{W}_U^F + \frac{\rho_2 \lambda_{UM} W_U^M}{\rho_1 \lambda_{UF} W_U^F} \hat{U}^M + \hat{U}^F \quad (6.25)$$

Substituindo ainda \hat{U}^F de (6.23) em (6.25), a última equação pode ser determinada como:

$$\hat{W}_U^M = \hat{W}_U^F + \phi_1 \hat{U}^M \quad (6.25')$$

onde $\phi_1 = \lambda_{UM} (\rho_2 W_U^M - \rho_1 W_U^F) / (\rho_1 \lambda_{UF} W_U^F)$ é um parâmetro positivo.⁶⁵ Utilizando (6.19), (6.20) e (6.25') chega-se à determinação das mudanças dos retornos como função das variações dos preços e do emprego do trabalho não qualificado em M (equações (2.17) – (2.19) do segundo capítulo).

Para determinar as mudanças no emprego, as variações salariais são substituídas em (6.21) e (6.22), redefinindo as equações da seguinte maneira:

⁶⁵ Lembre-se que $\frac{r+h\lambda_{Uj}}{r+h} \approx \rho_n \lambda_{Uj}$, $n=1,2$. Derivando com respeito ao emprego tem-se:

$$\frac{h}{r+h} \lambda_{Uj} \hat{U}^J \approx \rho_n \lambda_{Uj} \hat{U}^J \Rightarrow \frac{h}{r+h} \approx \rho_n \Rightarrow \rho_1 \approx \rho_2.$$

$$\hat{U}^M - \hat{S}^M = (\hat{P}^M - \hat{P}^F - \theta_{UF} \phi_1 \hat{U}^M) / \theta \quad (6.26)$$

$$\hat{U}^F - \hat{S}^F = (\hat{P}^M - \hat{P}^F - \theta_{UM} \phi_1 \hat{U}^M) / \theta \quad (6.27)$$

Estas equações junto com (6.23) e (6.24) determinam quatro variáveis endógenas e quatro equações. A variação do emprego não-qualificado é especificada em (2.20) e para as restantes variáveis tem-se:

$$\hat{U}^F = \frac{\lambda_{UM}}{\lambda\theta + \phi_1 \lambda_{UF} \chi} (\hat{P}^F - \hat{P}^M) \quad (6.28)$$

$$\hat{S}^M = \frac{\lambda_{SF} (1 + \phi_1 \lambda_{UF})}{\lambda\theta + \phi_1 \lambda_{UF} \chi} (\hat{P}^M - \hat{P}^F) \quad (6.29)$$

$$\hat{S}^F = \frac{\lambda_{SM} (1 + \phi_1 \lambda_{UF})}{\lambda\theta + \phi_1 \lambda_{UF} \chi} (\hat{P}^F - \hat{P}^M) \quad (6.30)$$

$$\text{onde} \quad \theta = \theta_{UF} \theta_{SM} - \theta_{UM} \theta_{SF} = \theta_{UF} - \theta_{UM} = \theta_{SM} - \theta_{SF} > 0,$$

$$\chi = \lambda_{SF} \theta_{UM} + \lambda_{SM} \theta_{UF} \quad \text{e} \quad \lambda = \lambda_{UF} \lambda_{SM} - \lambda_{UM} \lambda_{SF} = \lambda_{UF} - \lambda_{SF} = \lambda_{SM} - \lambda_{UM} > 0.$$

Por fim, as mudanças no produto podem ser determinadas a partir das mudanças no emprego.

6.2. Apêndice B – capítulo 3

6.2.1. Tendências dos dados e principais estatísticas

A Figura 6.3 apresenta as séries do estoque de capital em valores reais sem e com a correção da inflação para as atividades industriais.

A Figura 6.4 apresenta as exportações líquidas ajustadas dos produtos a nível 50, para os anos 1980, 1985, 1990 e 1995; ordenados pelos volumes do comércio do ano 1995, de menor a maior.

Figura 6.3: Estoque de capital das atividades industriais, 1985 - 95

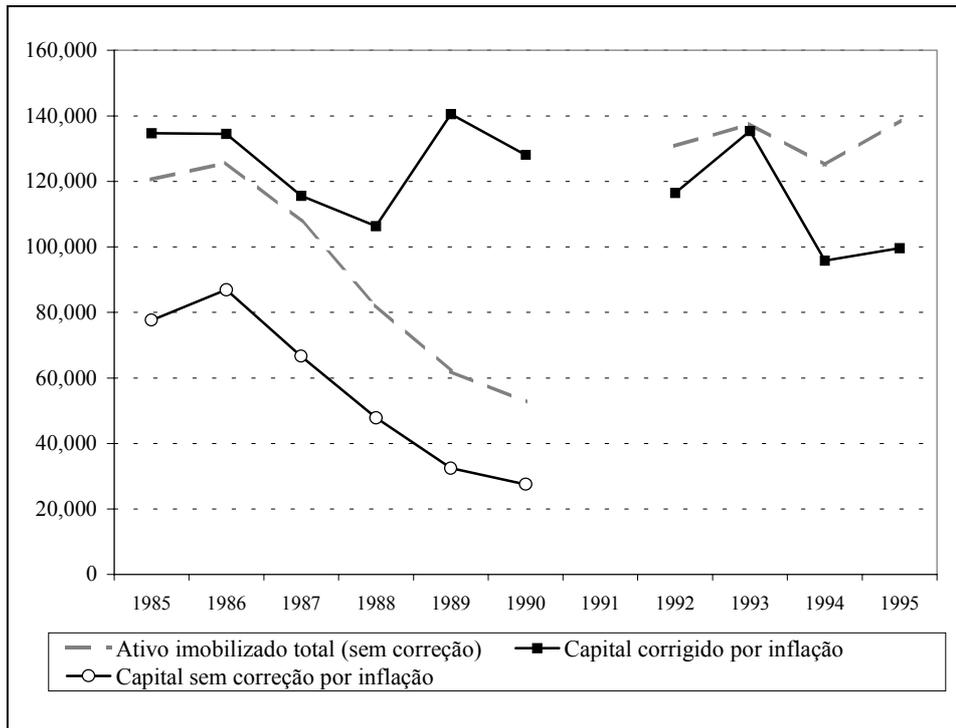
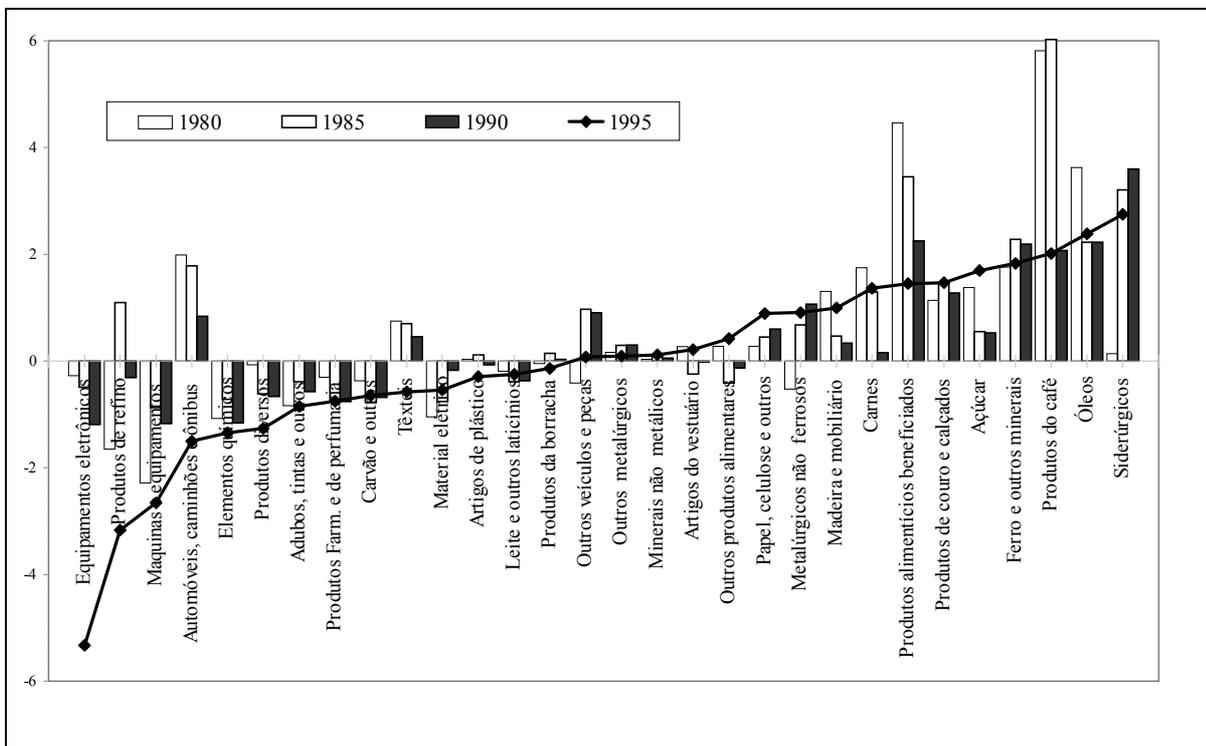
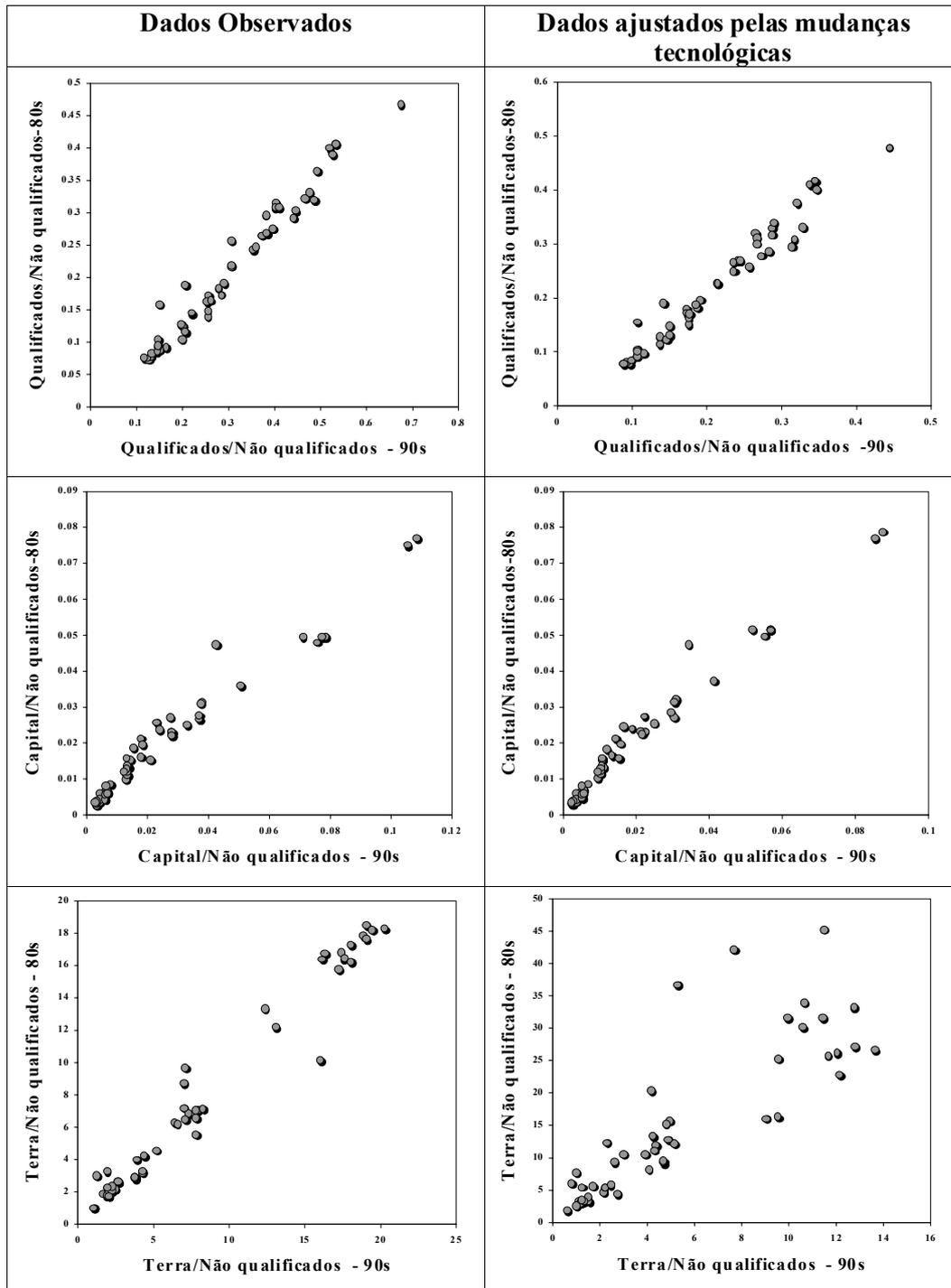


Figura 6.4: Exportações líquidas ajustadas: 1980, 1985, 1990 e 1995 (em milhões de R\$ a preços de agosto de 1994)



Os diagramas de dispersão resumidos na Figura 6.5 expõem os usos relativos dos fatores de produção como proporção do trabalho não qualificado para os dois períodos de análise.

Figura 6.5: Diagramas de dispersão dos fatores de produção como proporção do trabalho não qualificado: 1980-1985 e 1990-1995.



As Tabelas a seguir apresentam as principais estatísticas das variáveis usadas na análise econométrica no artigo.

Tabela 6.6: Principais estatísticas, capítulo 3

| Variável/Regressão | Período 1980-1985 | | Período 1990-1995 | |
|------------------------------------|-------------------|---------------|-------------------|---------------|
| | Média | Desvio Padrão | Média | Desvio Padrão |
| F (R\$ 000000 de 08/94) | 428.48 | 1293.31 | 239.32 | 1280.72 |
| F ajustada (R\$ 000000 de 08/94) | 389.14 | 1275.18 | 247.46 | 1255.03 |
| U/Q | 84.10 | 52.47 | 76.09 | 51.35 |
| S/Q | 13.90 | 6.03 | 17.05 | 6.08 |
| K/Q | 1.21 | 1.03 | 1.13 | 0.80 |
| L/Q | 875.13 | 1040.49 | 850.65 | 1065.80 |
| $U(at)/Q$ | 122.37 | 78.72 | 126.42 | 90.40 |
| $S(at)/Q$ | 11.42 | 4.14 | 17.05 | 6.08 |
| $K(at)/Q$ | 0.98 | 0.83 | 1.38 | 0.96 |
| $L(at)/Q$ | 1238.32 | 1506.06 | 661.04 | 881.27 |
| Número de observações | 100 | | 300 | |

(at) = ajustado por tecnologia; F = exportações líquidas; F ajustada = exportações líquidas ajustadas; U = trabalho não qualificado; S = trabalho qualificado; K = capital físico; L = terra; Q = valor bruto de produção.

Tabela 6.7: Correlações de Pearson - exportações ajustadas e não ajustadas

| | | Exportações não ajustadas | | | | | | | | Exportações ajustadas | | | | | | | | |
|---------------------------|-----------------------|---------------------------|------|------|------|------|------|------|------|-----------------------|------|------|------|------|------|------|------|--|
| | | 80 | 85 | 90 | 91 | 92 | 93 | 94 | 95 | 80 | 85 | 90 | 91 | 92 | 93 | 94 | 95 | |
| Exportações não ajustadas | 80 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| | 85 | 0.86 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | |
| | 90 | 0.75 | 0.82 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | |
| | 91 | 0.73 | 0.82 | 0.96 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | |
| | 92 | 0.67 | 0.74 | 0.93 | 0.94 | 1.00 | | | | | | | | | | | | |
| | 93 | 0.66 | 0.71 | 0.90 | 0.92 | 0.95 | 1.00 | | | | | | | | | | | |
| | 94 | 0.67 | 0.67 | 0.87 | 0.89 | 0.87 | 0.96 | 1.00 | | | | | | | | | | |
| | 95 | 0.54 | 0.49 | 0.75 | 0.77 | 0.76 | 0.87 | 0.95 | 1.00 | | | | | | | | | |
| | Exportações Ajustadas | 80 | 0.99 | 0.86 | 0.72 | 0.70 | 0.67 | 0.65 | 0.64 | 0.50 | 1.00 | | | | | | | |
| 85 | | 0.86 | 1.00 | 0.84 | 0.84 | 0.74 | 0.72 | 0.69 | 0.52 | 0.84 | 1.00 | | | | | | | |
| 90 | | 0.75 | 0.82 | 1.00 | 0.96 | 0.93 | 0.90 | 0.87 | 0.74 | 0.72 | 0.84 | 1.00 | | | | | | |
| 91 | | 0.74 | 0.83 | 0.96 | 1.00 | 0.94 | 0.92 | 0.88 | 0.76 | 0.71 | 0.84 | 0.96 | 1.00 | | | | | |
| 92 | | 0.67 | 0.74 | 0.94 | 0.94 | 1.00 | 0.95 | 0.87 | 0.76 | 0.66 | 0.74 | 0.94 | 0.94 | 1.00 | | | | |
| 93 | | 0.66 | 0.71 | 0.90 | 0.92 | 0.95 | 1.00 | 0.95 | 0.86 | 0.65 | 0.72 | 0.90 | 0.92 | 0.95 | 1.00 | | | |
| 94 | | 0.69 | 0.69 | 0.87 | 0.89 | 0.88 | 0.96 | 1.00 | 0.94 | 0.67 | 0.71 | 0.87 | 0.89 | 0.89 | 0.96 | 1.00 | | |
| 95 | | 0.59 | 0.54 | 0.78 | 0.80 | 0.80 | 0.91 | 0.97 | 0.99 | 0.56 | 0.56 | 0.78 | 0.80 | 0.81 | 0.90 | 0.96 | 1.00 | |

Correlação com respeito ao período anterior
 Correlação entre as exportações líquidas ajustadas e não ajustadas

Tabela 6.8b: Correlações de Pearson, 1980 – 85

| | <i>T</i> | <i>T ajustada</i> | <i>U/Q</i> | <i>S/Q</i> | <i>K/Q</i> | <i>L/Q</i> | <i>S(at)/Q</i> | <i>U(at)/Q</i> | <i>K(at)/Q</i> | <i>L(at)/Q</i> |
|-------------------|----------|-------------------|------------|------------|------------|------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>T</i> | 1.00 | | | | | | | | | |
| <i>T ajustada</i> | 0.99 | 1.00 | | | | | | | | |
| <i>U/Q</i> | 0.19 | 0.19 | 1.00 | | | | | | | |
| <i>S/Q</i> | -0.20 | -0.21 | 0.46 | 1.00 | | | | | | |
| <i>K/Q</i> | -0.01 | -0.01 | -0.08 | 0.34 | 1.00 | | | | | |
| <i>L/Q</i> | 0.28 | 0.28 | 0.89 | 0.19 | -0.21 | 1.00 | | | | |
| <i>U(at)/Q</i> | 0.17 | 0.17 | 0.84 | 0.41 | -0.12 | 0.76 | 1.00 | | | |
| <i>S(at)/Q</i> | -0.17 | -0.20 | 0.53 | 0.92 | 0.34 | 0.24 | 0.46 | 1.00 | | |
| <i>K(at)/Q</i> | 0.00 | 0.00 | -0.12 | 0.24 | 0.98 | -0.22 | -0.13 | 0.29 | 1.00 | |
| <i>L(at)/Q</i> | 0.27 | 0.27 | 0.79 | 0.28 | -0.15 | 0.90 | 0.78 | 0.25 | -0.20 | 1.00 |

(at) = ajustado por tecnologia; *T* = exportações líquidas; *T ajustada* = exportações líquidas ajustadas; *U* = trabalho não qualificado; *S* = trabalho qualificado; *K* = capital físico; *L* = terra; *Q* = valor bruto de produção.

Tabela 6.8b: Correlações de Pearson, 1990 -95

| | <i>T</i> | <i>T ajustada</i> | <i>U/Q</i> | <i>S/Q</i> | <i>K/Q</i> | <i>L/Q</i> | <i>S(at)/Q</i> | <i>U(at)/Q</i> | <i>K(at)/Q</i> | <i>L(at)/Q</i> |
|-------------------|----------|-------------------|------------|------------|------------|------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>T</i> | 1.00 | | | | | | | | | |
| <i>T ajustada</i> | 1.00 | 1.00 | | | | | | | | |
| <i>U/Q</i> | 0.22 | 0.22 | 1.00 | | | | | | | |
| <i>S/Q</i> | 0.03 | 0.03 | 0.67 | 1.00 | | | | | | |
| <i>K/Q</i> | 0.23 | 0.23 | -0.30 | -0.09 | 1.00 | | | | | |
| <i>L/Q</i> | 0.18 | 0.19 | 0.85 | 0.32 | -0.34 | 1.00 | | | | |
| <i>U(at)/Q</i> | 0.17 | 0.19 | 0.85 | 0.54 | -0.33 | 0.72 | 1.00 | | | |
| <i>S(at)/Q</i> | 0.03 | 0.03 | 0.67 | 1.00 | -0.09 | 0.32 | 0.54 | 1.00 | | |
| <i>K(at)/Q</i> | 0.20 | 0.21 | -0.33 | -0.13 | 0.96 | -0.36 | -0.27 | -0.13 | 1.00 | |
| <i>L(at)/Q</i> | 0.17 | 0.16 | 0.83 | 0.35 | -0.31 | 0.97 | 0.59 | 0.35 | -0.35 | 1.00 |

(at) = ajustado por tecnologia; *T* = exportações líquidas; *T ajustada* = exportações líquidas ajustadas; *U* = trabalho não qualificado; *S* = trabalho qualificado; *K* = capital físico; *L* = terra; *Q* = valor bruto de produção.

6.3.

Apêndice C – capítulo 4

6.3.1.

Informação primária

As fontes primárias de informação utilizadas neste artigo foram a Pesquisa Industrial Anual (PIA), a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a matriz insumo-produto de 1995 e 1996, os índices de preços da FGV (Fundação Getúlio Vargas) e o índice de preços do consumo intermediário construído por Muendler (2001).

No período de análise 1988-1998, a PIA sofreu três modificações que devem ser levadas em consideração para a construção dos dados. A primeira se relaciona com os questionários aplicados. O questionário de 1992-1995 - para o modelo PIA-0.01-Empresa - simplifica-se em comparação com aquele implementado em 1988-1990. Em particular, o ativo imobilizado não é mais mensurado de forma desagregada. Já para 1991 a pesquisa não foi aplicada. Durante 1996-1998 o questionário foi modificado mudando o cálculo de algumas variáveis e excluindo outras de relevância neste artigo, como o ativo imobilizado. Essas diferenças demandaram a implementação de algumas estratégias na construção dos dados, as que são detalhadas para cada variável.

A segunda maior diferença diz respeito aos informantes da amostra. Durante 1988-1995 a PIA, conhecida como PIA – velha, baseou-se em dois tipos de amostras que foram fixas no tempo.⁶⁶ A primeira, a coleta especial, pesquisa censitariamente as empresas industriais de grande porte, definidas como aquelas com pessoal ocupado acima de mil e/ou receitas brutas maiores do que quinhentos bilhões de cruzeiros. A segunda, coleta complementar, inclui empresas medianas escolhidas de acordo com uma amostra probabilística. Para 1996-1998, a PIA, conhecida como PIA – nova, apresenta uma abrangência maior incluindo também empresas pequenas, porém a amostra não é fixa no tempo. Por um lado, são escolhidas de maneira não aleatória as empresas de tamanho mediano e grande, definidas como aquelas com pessoal ocupado maior do que 30. Para estas aplica-se o Questionário Completo. Por outro lado, as firmas de menor porte, entre 5 e 19 empregados, são escolhidas de forma probabilística. Para estas aplica-se o Questionário Simplificado.

Para fazer compatíveis as amostras nas duas PIAs, utilizou-se o critério de Muendler (2001): selecionou-se no período 1996-1998 aquelas firmas da PIA nova que se encontram ao menos um ano na PIA velha ou são longitudinalmente referenciadas pela PIA velha. Desta forma a análise focaliza-se nas empresas grandes e medianas para o período 1988-1998.⁶⁷

A última diferença diz respeito à agregação das empresas por atividade. Nas duas PIAs, as amostras são delimitadas de forma a serem representativas a nível setorial, entretanto, as classificações são divergentes. Na PIA velha a classificação

⁶⁶A Pesquisa, entretanto, incorporou novas empresas ao longo do tempo.

esta dada a nível 100 (65 setores), já na PIA nova utiliza-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas, CNAE, com categorias mais detalhadas. Fizeram-se então compatibilizações entre as duas classificações, mensurando os dados a nível 100, com base na informação proporcionada por Muendler (2001). Dos 65 setores classificados a nível 100, foram excluídos dois da análise (a extração de petróleo e gás natural e a produção de carvão vegetal) por que não contam com informação.

6.3.1.1. Construção das variáveis

Corrigidos os problemas iniciais assinalados acima, o seguinte passo foi construir as variáveis com base na informação primária. Este trabalho é detalhado a seguir.

Preços dos setores: Os índices de preços desagregados a nível 100 foram obtidos por Gonzaga et al. (2001),⁶⁸ que pela sua vez foram baseados na informação primária da Fundação Getúlio Vargas. Eles mensuram os preços por atacado (IPA), tomando como mês base agosto de 1994. Essa informação foi utilizada tanto para mensurar a variação dos preços quanto para deflacionar as variáveis nominais.

Pessoal ocupado por nível de qualificação: Para determinar o pessoal ocupado por qualificação dois questões tiveram que ser resolvidas previamente. A primeira é que a variável de pessoal total na PIA não é compatível no tempo. A diferença se encontra em que para 1992-1995 não se incluem os membros da família sem remuneração, porém para os outros anos sim. Adicionalmente na PIA nova essa categoria encontra-se agregada junto com os presidentes, diretores, proprietários ou sócios. Para que a variável seja consistente no tempo excluíram-se os membros da família em todos os casos, supondo que em 1996-1998 a proporção deste trabalho (com respeito ao agregado: presidentes, diretores, proprietários ou sócios mais membros da família) é igual do que a média do período 1988-1990. Esta compatibilização foi possível por que a proporção de empregados nesta categoria é baixa.

⁶⁷ A autora agradece a Marc Muendler por facilitar os listados das empresas.

⁶⁸ A autora agradece a informação proporcionada por Gonzaga et al.

O segundo problema diz respeito à desagregação do trabalho por qualificação. Na PIA é possível dividir os trabalhadores como aqueles ligados e não ligados à produção. Entretanto, na primeira categoria consideram-se também trabalhadores com níveis de instrução superior. Por este motivo, determinou-se a divisão por qualificação a partir da informação do pessoal ocupado por nível de educação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Definiram-se as categorias de qualificação de acordo com dois conceitos: não qualificados - aqueles com até 10 anos de estudo - e qualificados - com 11 ou mais anos de educação (com ao menos o segundo grau completo). Para a primeira categoria fizeram-se desagregações mais finas, classificando os trabalhadores com 0 a 3 anos e 0 a 7 anos de estudo. O estrato populacional considerado compreende desde os 25 aos 65 anos de idade.

A PNAD foi implementada no período 1988-1998 com exceção dos anos 1991 e 1994. Os dados para 1991 e 1994 foram então determinados a partir das taxas de crescimento médias anuais de 1990-1992 e 1993-1994 respectivamente. A PNAD utiliza a mesma classificação de atividades que a PIA, porém, encontra-se mais agregada. Foi necessário então fazer uma nova classificação da PNAD de forma que seja compatível a nível 100. Feita esta compatibilização, estimaram-se as proporções das categorias de trabalho por qualificação (sobre o emprego total) e aplicaram-se essas proporções sobre o pessoal ocupado total para cada setor na PIA.

Estoque de capital: O estoque de capital físico foi mensurado como o ativo imobilizado em máquinas e equipamentos, meios de transporte, móveis e utensílios e equipamentos de processamento de dados. Para a construção da variável resolveram-se duas questões importantes. O primeiro problema é que a revalorização dos ativos para cada ano foi feita com base no índice de preços oficial de acordo com a Legislação Societária. Esse índice teve uma tendência semelhante ao índice de preços da economia até começos de 1970, mas posteriormente sua evolução foi menor. Como resultado, as declarações do ativo imobilizado foram subvalorizadas. No ano de 1991, entretanto, uma mudança na normativa permitiu revalorizar os ativos de forma a corrigir o viés vindo do uso do preço oficial. Entretanto, nos posteriores anos os ativos foram novamente calculados com base em esse índice (ver Muendler, 2001).

O segundo problema diz respeito à informação na PIA que é relativamente diferente entre períodos. Durante 1986-1990 a Pesquisa conta com informação do ativo de forma desagregada, já durante 1992-1995 encontram-se somente os dados de ativo imobilizado total. A PIA nova, por outro lado, contém simplesmente informação das aquisições e baixas nas categorias de terrenos e edificações, máquinas e equipamentos, meios de transporte e outros.⁶⁹

Para corrigir o problema de subvalorização do ativo seguiu-se a metodologia de Muendler (2001) que permite calcular fatores de correção para as quatro categorias de capitais. Esse fator corrige o viés entre o índice de preços oficial e aquele relativo ao capital em análise. Seguindo as recomendações do autor, para 1988-1990 utilizaram-se para as máquinas e equipamentos o IPA- máquinas e equipamentos, para os móveis e utensílios o IPA- média geral, para os meios de transporte a média não ponderada entre o IPA- bens de consumo duráveis e o IPA- veículos pesados para transporte e, por fim, para equipamentos de processamento de dados o IPA- utilidades domésticas. Para 1992-1995 usou-se a média não ponderada dos quatro índices descritos anteriormente. Uma vez obtidos os valores nominais revalorizados, estes foram deflacionados pelos respectivos índices de preços anuais de final de período para finalmente serem agregados (ver o capítulo 3 desta tese).

Com respeito ao segundo problema, as diferenças na determinação do estoque de capital entre 1988-1990 e 1992 foram corrigidas, supondo que o requerimento médio do capital de análise por unidade de produto (em termos reais) de 1988-1990 é igual para 1992. Encontrado esse dado, supus-se que a taxa de crescimento desse capital é igual do que o ativo imobilizado total para 1992-1995.

Para 1996-1998 estimou-se o investimento líquido como as aquisições menos as baixas excluindo de ambas a categoria de terrenos e edificações. Neste cálculo, entretanto, deve-se considerar que as baixas também foram revalorizadas de acordo com o índice de preços oficial pelo que se usou novamente o fator de correção da inflação, considerando o índice de preços médio dos quatro tipos de

⁶⁹ Esta desagregação encontra-se para o questionário aplicado às empresas medianas e grandes (Modelo Completo). Existe na amostra um número mínimo de empresas incluídas no Modelo Simplificado, para estas supus-se que as proporções (sobre o total) das diferentes categorias de aquisições e baixas são iguais que as empresas que contam com essa informação.

capital, supondo 14 anos o período de vida médio e aplicando o fator desde 1991. Obtido esse investimento, calculou-se o estoque de capital de acordo com a fórmula: $K_{t+1} = K_t + (1 - \bar{\delta})I_{t+1}$, onde $\bar{\delta}$ é a taxa de depreciação. Esta taxa foi calculada em 0.1925 de acordo com o período de vida médio, deixando um resíduo de aproximadamente 5% no estoque de capital.

Custos de fatores: Construiu-se quatro categorias de custos. As duas primeiras correspondem ao pessoal ocupado, a terceira ao custo do capital e a última ao consumo intermediário. O custo do trabalho menos qualificado pôde ser ainda desagregado em dois: com até 3 anos e com até 7 anos de educação. Para determinar o custo de trabalhado por qualificação utilizaram-se os dados da PNAD para calcular a proporção da massa salarial para cada categoria com respeito ao custo de trabalho total. Feitas essas estimações o seguinte passo foi compatibilizar os dados a nível 100, para finalmente multiplicar essas proporções pela massa salarial total da PIA, de forma a serem consistentes com a informação da Pesquisa. Para o cálculo do aluguel do capital determinou-se uma média entre as várias estimações encontradas na literatura brasileira (ver Reis da Silva, s.d.), ficando em 15% para todos os períodos. Esse valor foi multiplicado pelo estoque de capital real para determinar o custo do capital

Por fim, para o cálculo do consumo intermediário foram feitas compatibilizações entre as duas PIAs. A melhor variável *proxy* na PIA velha é “outros custos”, já na PIA nova considerou-se o consumo intermediário como as “compras de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes” e os “custos das operações industriais”.

Valor Bruto de produção: O seguinte passo foi determinar o valor bruto de produção. Este foi especificado a partir da informação das vendas líquidas da PIA, isto é: as receitas brutas menos as vendas canceladas e descontos adicionais, impostos incidentes sobre vendas e Pis/Pasep e Cofins, excluindo também a revenda de mercadorias. Essas vendas foram deflacionadas pelo índice de preços respectivo de cada setor com base na informação da FGV.

Consistência dos dados no tempo: Para que as variáveis sejam consistentes no tempo dois ajustamentos foram feitos na serie de produção. No primeiro, os dados foram agregados considerando um mesmo tamanho de amostra por setor durante 1988-1995. Assim, as pequenas discrepâncias encontradas entre esses anos foram anuladas tomando como base o número de empresas por setor

em 1988 e usando a produção média por empresa em cada setor para incluí-las ou diminuí-las de acordo com 1988. Uma estratégia semelhante foi usada para 1996-1998 com base em 1996. No segundo ajustamento, conciliou-se os dados das duas PIAs (velha e nova) utilizando as taxas de crescimento do produto da matriz insumo-produto de 1995 e 1996. Devido a que os dados da matriz encontram-se a nível 80, tiveram que se fazer compatibilizações prévias para serem determinados a nível 100. Obtida a serie de produção consistente no tempo, as demais variáveis foram ajustadas a partir dos requerimentos de usos de fatores e dos custos proporcionais ao custo total.

6.3.2. Principais estatísticas

As Tabelas a seguir apresentam as principais estatísticas e correlações das variáveis em análise.

Tabela 6.9: Principais estatísticas, capítulo 4

| | Variáveis | Média | Desvio padrão | Mínimo | Máximo |
|-----------------|---|--------|---------------|--------|--------|
| TCP | Taxa de crescimento dos preços | 1.703 | 1.346 | -0.063 | 3.995 |
| TCP_{ci} | Taxa de crescimento dos preços do consumo intermediário | 1.691 | 1.328 | 0.002 | 3.517 |
| $TCTFP$ | Taxa de crescimento da produtividade total de fatores | 0.004 | 0.398 | -1.303 | 1.398 |
| TCQ | Taxa de crescimento do produto | -0.004 | 0.285 | -0.953 | 0.888 |
| $U_{(1)}/(U+S)$ | Trabalho com até 3 anos de estudo/ emprego total | 0.022 | 0.016 | 0.001 | 0.094 |
| $U_{(2)}/(U+S)$ | Trabalho com até 7 anos de estudo/ emprego total | 0.545 | 0.145 | 0.099 | 0.807 |
| $U/(U+S)$ | Trabalho entre 0 e 10 anos de estudo/ emprego total | 0.709 | 0.133 | 0.186 | 0.910 |
| $S/(U+S)$ | Trabalho com 11 ou mais anos de estudo/ emprego total | 0.290 | 0.133 | 0.090 | 0.814 |
| $\theta_{U(1)}$ | Custo do trabalho com até 3 anos de estudo/custo total | 0.032 | 0.017 | 0.003 | 0.119 |
| $\theta_{U(2)}$ | Custo do trabalho com até 7 anos de estudo/custo total | 0.074 | 0.042 | 0.008 | 0.231 |
| θ_U | Custo do trabalho entre 0 a 10 anos de estudo/custo total | 0.106 | 0.055 | 0.012 | 0.302 |
| θ_S | Custo do trabalho com 11 ou mais anos de estudo/custo total | 0.112 | 0.058 | 0.018 | 0.323 |
| θ_K | Custo do capital/custo total | 0.064 | 0.071 | 0.001 | 0.489 |
| θ_{CI} | Custo do consumo intermediário/custo total | 0.717 | 0.115 | 0.277 | 0.954 |

Tabela 6.10: Correlações de Pearson, capítulo 4

| | TCP | TCP_{ci} | $TCTFP$ | TCQ | $U_{(1)}/(U+S)$ | $U_{(2)}/(U+S)$ | $U/(U+S)$ | $\theta_{U(1)}$ | $\theta_{U(2)}$ | θ_U | θ_S | θ_K |
|-----------------|-------|------------|---------|-------|-----------------|-----------------|-----------|-----------------|-----------------|------------|------------|------------|
| TCP | 1.00 | | | | | | | | | | | |
| TCP_{ci} | 0.99 | 1.00 | | | | | | | | | | |
| $TCTFP$ | -0.25 | -0.16 | 1.00 | | | | | | | | | |
| TCQ | -0.23 | -0.13 | 0.97 | 1.00 | | | | | | | | |
| $U_{(1)}/(U+S)$ | 0.17 | 0.17 | -0.05 | -0.04 | 1.00 | | | | | | | |
| $U_{(2)}/(U+S)$ | 0.19 | 0.19 | -0.06 | -0.05 | 0.87 | 1.00 | | | | | | |
| $U/(U+S)$ | 0.12 | 0.12 | -0.03 | -0.02 | 0.75 | 0.96 | 1.00 | | | | | |
| $\theta_{U(1)}$ | 0.17 | 0.18 | -0.01 | 0.01 | 0.74 | 0.66 | 0.60 | 1.00 | | | | |
| $\theta_{U(2)}$ | 0.20 | 0.20 | 0.00 | 0.01 | 0.47 | 0.58 | 0.59 | 0.88 | 1.00 | | | |
| θ_U | 0.15 | 0.15 | 0.02 | 0.03 | 0.31 | 0.45 | 0.50 | 0.80 | 0.97 | 1.00 | | |
| θ_S | 0.04 | 0.05 | 0.07 | 0.07 | -0.47 | -0.53 | -0.50 | 0.03 | 0.22 | 0.35 | 1.00 | |
| θ_K | 0.29 | 0.29 | -0.08 | -0.07 | -0.03 | -0.13 | -0.20 | -0.03 | -0.08 | -0.10 | 0.06 | 1.00 |
| θ_{CI} | -0.27 | -0.28 | 0.01 | 0.00 | 0.11 | 0.13 | 0.14 | -0.38 | -0.52 | -0.59 | -0.71 | -0.59 |