

EDUIGES ROMANATTO

OS DETERMINANTES DO SALÁRIO REAL PARA A INDÚSTRIA BRASILEIRA
NO PERÍODO DE 1990-98

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre ao curso de Mestrado em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná.

ORIENTADOR: Prof. Dr. Gabriel Porcile Meirelles

CO-ORIENTADOR: Prof. Dr. Ricardo Helers

CURITIBA
JULHO DE 2004

AGRADECIMENTOS

À CAPES, pela concessão de bolsa de estudo, sem a qual não seria viável a realização deste trabalho.

Ao Programa de Mestrado em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná, pela infra-estrutura e apoio excepcional à minha aprendizagem.

Aos professores: Ramon, Armando, Marcelo, Fábio, Maurício, Francisco Cipola, Demian e Nilson do Programa de Mestrado, bem como os professores Anselmo e Ricardo do departamento de estatística, que contribuíram ou para minha formação, ou pela amizade que proporcionaram.

Especialmente ao professor Gabriel Porcile Meireles que, além de proporcionar uma ótima amizade, o que já seria de grande estima, acreditou em mim e me apoiou nas horas difíceis através de esclarecimentos e sugestões, sem os quais não seria possível a realização deste trabalho. Muito obrigado professor.

À Secretária e amiga Ivone, que sempre demonstrou disposição em auxiliar no que fosse necessário. Sem dúvida uma pessoa essencial para os trâmites burocráticos.

Aos meus colegas do Mestrado em Desenvolvimento Econômico de 2002, com os quais partilhei momentos de alegria e angústias ao longo do curso.

À minha família, que sacrificou recursos extremamente escassos para me ajudar em boa parte da minha caminhada acadêmica.

À minha tia (Albina) que cedeu a casa e o computador na reta final deste trabalho, o que foi imprescindível para os seus últimos ajustes.

À minha namorada, Rô, que, além de ser uma excelente companheira, sempre foi uma incentivadora que me tirava da rotina alienada do laboratório de informática e do conteúdo do curso, o que me fazia “recarregar as baterias” para seguir adiante. Além disso, se dispôs a fazer uma leitura final deste trabalho.

Às pessoas que porventura tenha esquecido, mas que fizeram parte direta ou indiretamente desse processo acadêmico pelo qual passei.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	iii
LISTA DE GRÁFICOS	iv
RESUMO.....	v
ABSTRACT	vi
INTRODUÇÃO	7
1. - MODELOS DE DETERMINAÇÃO DE SALÁRIOS.....	9
1.1 – ECONOMIA FECHADA: MODELOS COM FLEXIBILIDADE NOMINAL.....	10
1.1.1 – O Modelo Clássico	10
1.2 - ECONOMIA FECHADA: MODELOS COM RIGIDEZ NOMINAL.....	11
1.2.1 - O Modelo de Keynes.....	11
1.2.2 - Modelo com Preços Rígidos, Salários Flexíveis e Mercado de Trabalho Competitivo.	13
1.3 - MODELOS COM MICROFUNDAMENTOS NA CONCORRÊNCIA MONOPOLÍSTICA (CM) EM ECONOMIA FECHADA.....	14
1.3.1 - Modelo com Preços Rígidos, Salários Flexíveis e Imperfeições no Mercado de Trabalho.....	14
1.3.2 - Modelo com Salários Rígidos, Preços Flexíveis e Concorrência Imperfeita.....	15
1.3.2 –Modelo com Flexibilidade Nominal em Concorrência Imperfeita	16
1.3.2.1 - A taxa de desemprego de equilíbrio: combinando determinação de salários e preços.....	19
1.4 - SITUAÇÃO EM ECONOMIA ABERTA.....	22
1.4.1 - Modelos com Fundamentos Competitivos.....	22
1.4.2 – Micro-fundamentos em Concorrência Monopolística (CM) em Economia Aberta	28
1.4.3 – Uma outra versão do modelo de concorrência monopolística em economia aberta: CARLIN E SOSKICE (2003)	35

1.5 – A VERSÃO DE SIMONSEN E CYSNE PARA SALÁRIOS REAIS EM CONCORRÊNCIA IMPERFEITA	37
2 – TAXAS DE CÂMBIO, SALÁRIOS, EMPREGO E PRODUTIVIDADE.....	40
2.1 - ALGUMAS EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS	40
2.2 – SALÁRIO REAL, EMPREGO E PRODUTIVIDADE: UMA REVISÃO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA	42
2.1.1 - O Debate Brasileiro sobre Produtividade.....	44
2.2.1 - Salário, Produtividade e Emprego: Suas Relações e o que Dizem os Estudos sobre a Indústria Brasileira.....	52
2.2.1.1 - Produtividade versus salários.....	52
2.2.1.2 - Emprego versus salários.....	56
2.2.1.3 - Emprego versus produtividade.....	57
2.3 - Considerações Finais.....	60
3 – METODOLOGIA E DISCUSSÃO SOBRE AS RELAÇÕES EMPÍRICAS ENTRE SALÁRIO REAL, TAXA DE CÂMBIO, TAXA DE DESEMPREGO E PRODUTIVIDADE.....	62
3.1 - OS SALÁRIOS SÃO PRÓ-CÍCLICOS?	63
3.2 - A ABORDAGEM ATRAVÉS DE UM MODELO VAR	65
3.2.1 - Auto-Regressão Vetorial (VAR).....	65
3.3 - DESENVOLVIMENTO EMPÍRICO	67
3.3.1 - Teste de Estacionariedade ou de Raiz Unitária.....	67
3.3.2 - Testes de Co-integração	68
3.3.3 - Modelos VAR com Correção de Erro	69
3.4 - Considerações Finais.....	78
4 - CONSIDERAÇÕES FINAIS	80
5 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	83
6 - ANEXOS	87

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ADF) NO NÍVEL DE 5% DE SIGNIFICÂNCIA PARA PRODUÇÃO INDUSTRIAL (LOGPI) E SALÁRIO REAL (LOGWR).....	64
TABELA 2 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO PARA PRODUÇÃO INDUSTRIAL (LOGPI) E SALÁRIO REAL (LOGWR).	64
TABELA 3 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA DE DICKEY-FULLER AMPLIADO (ADF) NO NÍVEL DE 5% DE SIGNIFICÂNCIA.	70
TABELA 4 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN PARA TAXA DESEMPREGO, TAXA DE CÂMBIO, PRODUTIVIDADE E SALÁRIO REAL.....	71
TABELA 5 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO SALÁRIO REAL (LOGWR).	75
TABELA 6 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO DESEMPREGO (U).....	75
TABELA 7 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA TAXA DE CÂMBIO (Q)	75
TABELA 8 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA PRODUTIVIDADE (A).....	75

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - OFERTA E DEMANDA DE TRABALHO E SALÁRIOS REAIS NO MODELO CLÁSSICO	11
GRÁFICO 2 - MERCADO DE TRABALHO COM SALÁRIOS RÍGIDOS, PREÇOS FLEXÍVEIS E MERCADO DE BENS COMPETITIVO	12
GRÁFICO 3 - MERCADO DE TRABALHO COMPETITIVO, QUANDO PREÇOS SÃO RÍGIDOS E SALÁRIOS FLEXÍVEIS.	13
GRÁFICO 4 - UM MERCADO DE TRABALHO NÃO WALRASIANO QUANDO OS PREÇOS SÃO RÍGIDOS E OS SALÁRIOS NOMINAIS SÃO FLEXÍVEIS.....	15
GRÁFICO 5 - O MERCADO DE TRABALHO COM SALÁRIOS NOMINAIS FIXOS, PREÇOS FLEXÍVEIS E MERCADO DE BENS EM CONCORRÊNCIA IMPERFEITA	16
GRÁFICO 6 - CURVA DE DETERMINAÇÃO DE PREÇOS DE SALÁRIOS REAIS.	19
GRÁFICO 7 - O ALCANCE DE UMA NOVA TAXA DE EQUILÍBRIO COM MENOR DESEMPREGO	20
GRÁFICO 8 - EQUILÍBRIO DE CURTO PRAZO E AJUSTAMENTO EM DIREÇÃO AO EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO.....	22
GRÁFICO 9 - MECANISMO DE AJUSTAMENTO PREÇO-MONETÁRIO	25
GRÁFICO 10 - NÍVEL DE EMPREGO, SALÁRIOS REAIS E MARGENS DE LUCRO	29
GRÁFICO 11 - TAXAS DE DESEMPREGO CONDIZENTE COM INFLAÇÃO E TAXA DE CÂMBIO REAL ESTÁVEL (CCE)	31
GRÁFICO 12 - EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO EM ECONOMIA ABERTA: SOBRE TB E CCE	34

RESUMO

O propósito desta dissertação é analisar as relações entre salário real, produtividade, emprego e taxa de câmbio real na economia brasileira durante os anos noventa. Como a literatura para o Brasil sugere que não há uma relação clara entre salários e produtividade, em nível setorial, uma aproximação macroeconômica mais ampla pode ser útil. Para isso, foram re-visitados alguns modelos de macroeconomia aberta, tanto com fundamentos competitivos como com fundamentos na concorrência monopolística, os quais foram testados através de um VAR com restrições. Os resultados sugerem que os modelos com micro-fundamentos na concorrência monopolística geraram previsões corretas, a não ser no caso da relação entre salário real e desemprego, que se ajustou ao previsto no modelo competitivo.

ABSTRACT

This work discusses the relationship between the real wages, unemployment, the real exchange rate and productivity in the Brazilian economy in the nineties. The empirical literature suggests that productivity and real wages do not show a clear relationship at a sector level, and therefore a broader macroeconomic approach would be necessary. Thus, the dissertation firstly reviews some macroeconomic models with both competitive and monopolistic micro-foundations. The predictions of these models are tested by means of constrained VARs, which show that models based on monopolistic competition perform very well, except in the case of the variables unemployment and real exchange rate, whose relationship is compatible with conventional competitive models.

INTRODUÇÃO

O debate sobre o comportamento da produtividade e do salário real na década de noventa foi intenso e, em muitos aspectos, permanece sem resolução. Todavia, a maior parte dos autores parece concordar em dois aspectos: i) os ganhos de produtividade foram muito significativos nesse período; ii) eles não foram repassados para os salários reais numa magnitude equivalente.

Em nível setorial, os estudos sobre os vínculos entre produtividade e salários reais não mostram a existência de uma relação significativa entre essas variáveis. No entanto, há evidências para o conjunto da economia, que os salários reais aumentaram nos anos noventa, embora de forma modesta. É possível então que os determinantes desse aumento não se encontrem em um nível setorial, mas em um nível macroeconômico. Em particular, alguns modelos de macroeconomia baseados na concorrência monopolística, sugerem que uma taxa de câmbio mais baixa pode – por meio da operação de distintos mecanismos – estar associada a um salário real mais elevado, enquanto que outros modelos sugerem uma relação inversa.

Assim, o objetivo deste trabalho é testar as inter-relações entre as variáveis salários reais, desemprego, produtividade e taxa de câmbio real, em um nível macroeconômico. Naturalmente, os modelos disponíveis para a análise dessas relações admitem que essas variáveis se determinam num sistema de equações dinâmicas, onde todas as variáveis são endógenas. Para isto o instrumento adequado é o sistema de Vetores Auto-regressivos (VAR), com as restrições impostas pelas relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (equação de co-integração).

O presente trabalho está organizado em três capítulos, além da introdução e das conclusões. O primeiro capítulo apresenta alguns modelos de determinação do emprego, do salário real e da taxa de câmbio, enfatizando os modelos com micro-fundamentos na concorrência monopolística. O capítulo segundo oferece uma breve revisão do debate empírico, tanto em um nível internacional quanto nacional. O capítulo terceiro estima

através de um modelo VAR as interações entre as principais variáveis identificadas pelos modelos teóricos, e compara os resultados com as previsões desses modelos.

1. - MODELOS DE DETERMINAÇÃO DE SALÁRIOS

O salário real é visto como um dos mais importantes preços da economia. Ele contribui para definir a distribuição da renda e o nível de emprego. Assim, este capítulo apresenta uma revisão das teorias que discutem a determinação dos salários e, para isso, explora-se as suas ligações com variáveis como taxa de câmbio real, produtividade e nível de emprego. Neste capítulo, estas relações são analisadas do ponto de vista teórico, e nos capítulos seguintes discute-se suas relações empíricas.

O capítulo está organizado da seguinte forma. Primeiramente são estudados modelos com flexibilidade nominal e depois modelos com rigidez nominal (os preços, os salários nominais, ou ambas as variáveis são fixas) numa economia fechada e com micro-fundamentos competitivos. Na seqüência são estudados modelos com micro-fundamentos na concorrência monopolística (CM), também em economia fechada. Neste caso, salários e preços são flexíveis, embora exista uma rigidez real associada aos micro-fundamentos não competitivos. Assim, a análise pode ser considerada de médio e de longo prazo, já que há tempo para que se ajustem as variáveis nominais. Observe-se que, embora o foco do trabalho seja a economia aberta, a breve referência à economia fechada justifica-se em função de que algumas relações-chaves e supostos do modelo podem ser apresentadas de forma mais simples. Finalmente, apresentam-se modelos de economia aberta, com micro-fundamentos competitivos e com micro-fundamentos na concorrência monopolística. Este último tipo de modelo - economia aberta e concorrência monopolística - forma a base da análise empírica posterior.

1.1 – ECONOMIA FECHADA: MODELOS COM FLEXIBILIDADE NOMINAL

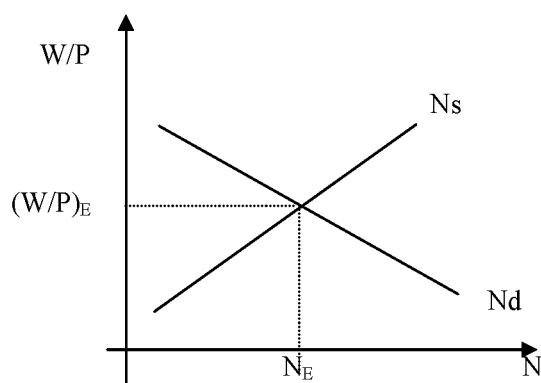
1.1.1 – O Modelo Clássico

Este item segue BARRO (1990), quem supõe que apenas a quantidade de trabalho pode ser alterada em ambiente de concorrência perfeita (*CP*), ou seja, as empresas não decidem sobre o preço a praticar nem sobre o salário que pagarão ao trabalho. Nesse modelo as firmas contratarão trabalho de acordo com o objetivo de maximização de lucros, ou ainda, até o ponto onde a produtividade marginal do trabalho (*PMgN*) seja igual ao salário real (*W/P*). Como a produtividade marginal do trabalho é decrescente com o nível de emprego, para que a firma utilize mais trabalho o salário real deve diminuir, ou seja, a quantidade demandada de trabalho (*Nd*) possui relação inversa com o salário real.

Quanto à oferta de trabalho, supondo que os agentes não “sofrem” de ilusão monetária, a decisão de quanto trabalhar não será afetada pelo salário nominal, mas pelo poder de compra recebido (salário real). Assim, temos que a oferta de trabalho (*Ns*) é uma função crescente do salário real.

Para determinar o nível de emprego e de salário real, consideram-se as funções de demanda de trabalho (*Nd*) e oferta de trabalho (*Ns*), como no gráfico abaixo. Tem-se que: sempre que houver excesso de oferta de trabalho haverá queda de salário real e, sempre que houver excesso de demanda de trabalho, haverá aumentos de salário real. Isso garantirá que o mercado de trabalho atinja um nível de salário real no qual a oferta e demanda de mão-de-obra se igualem. Ou seja, neste nível de salários, todos os que quiserem trabalhar encontrarão emprego, e as empresas terão oferta suficiente de trabalho (não existe desemprego involuntário).

GRÁFICO 1 - OFERTA E DEMANDA DE TRABALHO E SALÁRIOS REAIS NO MODELO CLÁSSICO



Definido o nível de pleno emprego no mercado de trabalho (N_E) e dada uma função de produção ($Y = F(N)$ por simplicidade) determina-se o produto de pleno emprego (Y_E). Como as variáveis reais são as que afetam a oferta agregada, esta é inelástica ao nível de preços, o que significa que ela é vertical. A economia converge automaticamente para o nível de pleno emprego. A flexibilidade real de produto e emprego pode ocorrer somente em resposta a mudanças na tecnologia (mudanças na curva de demanda de trabalho), por exemplo, ou na idade ativa de trabalho (mudança na curva de oferta de trabalho).

1.2 - ECONOMIA FECHADA: MODELOS COM RIGIDEZ NOMINAL

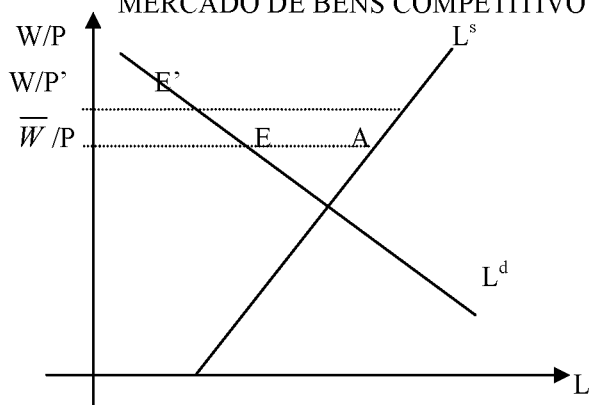
1.2.1 - O Modelo de Keynes

Esta apresentação do modelo keynesiano segue ROMER (1996), que parte dos seguintes supostos: i) as firmas são competitivas; ii) o trabalho é o único fator de produção variável no curto prazo; iii) ocorrem retornos decrescentes do fator trabalho, e iv) os salários nominais são rígidos.

Se as firmas são competitivas elas contratam trabalho até o ponto onde o produto marginal é igual ao salário real: $Pmg = W/P$. Com salários rígidos, um aumento do nível de

preços P , implica salário real menor e, portanto, as firmas demandarão mais trabalho, o que leva a uma curva de oferta agregada com relação positiva no plano preço e produto.

GRÁFICO 2 – MERCADO DE TRABALHO COM SALÁRIOS RÍGIDOS, PREÇOS FLEXÍVEIS E MERCADO DE BENS COMPETITIVO



O gráfico acima mostra a situação do mercado de trabalho para um dado nível de preços onde o emprego e o produto são determinados pela demanda agregada, e a inflação (com salários nominais fixos) ajusta o valor do salário real até torná-lo compatível com o nível de produção desejado (ponto E). Neste caso ocorre desemprego involuntário (modelo keynesiano), ou seja, há trabalhadores dispostos a trabalhar ao dado nível de salários, mas não conseguem trabalho. O desemprego é a distância entre a oferta e demanda de trabalho, dado o nível de salário real (distância EA no gráfico).

Flutuações na demanda agregada conduzem a movimentos do emprego e salário real. Exemplo: queda da demanda conduz à queda do nível de preços aumentando os salários reais e caindo o emprego (E'). Nesse caso, os salários reais são contra-cíclicos aos choques de demanda.

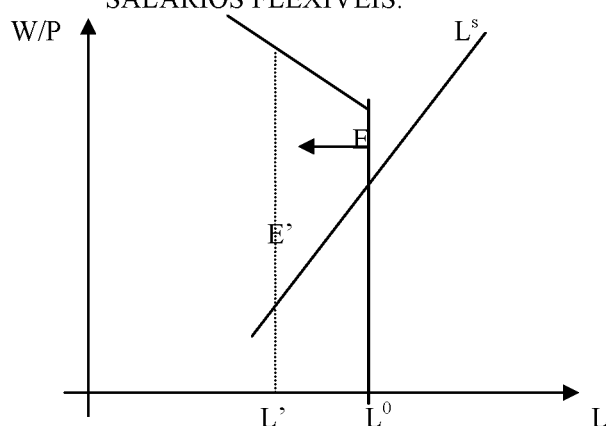
1.2.2 - Modelo com Preços Rígidos, Salários Flexíveis e Mercado de Trabalho Competitivo.

Essa situação implica na hipótese de imperfeição no mercado de bens (preços dos bens rígidos). Esse item segue ROMER (1996), onde nesses mercados o preço excede o Cmg e para as firmas seria conveniente vender mais ao dado nível de preços.

Como os preços são assumidos rígidos e os salários flexíveis, a curva de oferta de trabalho é dado por $L = L^s(W/\bar{P})$. Dessa maneira temos uma curva de oferta agregada horizontal a um dado nível de preços. Variações na demanda alteram produto e emprego sem alterar preços.

A implicação para o mercado de trabalho é que a demanda de trabalho das firmas depende da quantidade de bens que forem capazes de vender. A curva de demanda de trabalho é uma vertical. O termo demanda efetiva é usado para descrever tal situação, ou seja, a quantidade de trabalho depende da quantidade que as firmas são capazes de vender. Como os trabalhadores estão sobre a curva de oferta, não há desemprego, sendo o salário real determinado pelo equilíbrio entre oferta e demanda de trabalho (ponto E do gráfico abaixo). Esse modelo implica salários reais pró-cíclicos. Exemplo: queda na demanda agregada conduz a queda na demanda efetiva de trabalho, e assim, queda nos salários reais na sua curva de oferta (ponto E').

GRÁFICO 3 – MERCADO DE TRABALHO COMPETITIVO, QUANDO PREÇOS SÃO RÍGIDOS E SALÁRIOS FLEXÍVEIS.



Por fim, esse modelo implica um *mark-up* contra-cíclico a flutuações de demanda. Um acréscimo de demanda leva a aumento dos custos através do aumento de salários e devido ao produto marginal do trabalho decrescer com o aumento do produto.

Portanto, num modelo com demanda agregada, a sua queda reduz a quantidade que as firmas são capazes de vender ao nível de preços vigente. No modelo anterior, a queda da demanda agregada reduz a quantidade que as firmas ‘desejam’ vender.

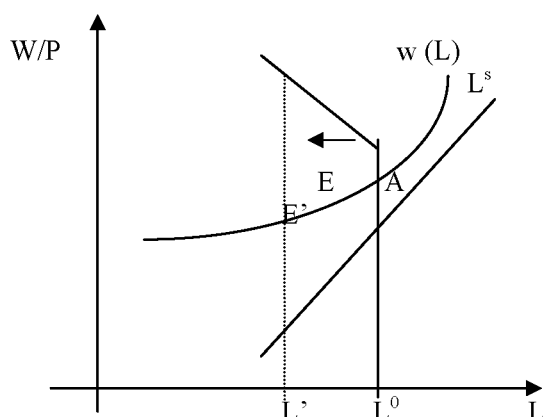
1.3 - MODELOS COM MICROFUNDAMENTOS NA CONCORRÊNCIA MONOPOLÍSTICA (CM) EM ECONOMIA FECHADA

1.3.1 - Modelo com Preços Rígidos, Salários Flexíveis e Imperfeições no Mercado de Trabalho.

Esse modelo é uma extensão daquele exposto no item anterior (1.2.2) que segue ROMER (1996), com a introdução de imperfeição no mercado de trabalho. Isso faz com que os salários permaneçam acima do nível que iguala a demanda da oferta de trabalho. Nesse caso o salário real varia com a atividade econômica.

As firmas tem alguma função de salário real do tipo $\frac{W}{P} = w(L)$. As firmas estariam pagando um salário acima do salário de equilíbrio de mercado (*efficiency wage*). Os preços são fixos e o produto e o emprego são dado por $Y = F(L)$. Com essas hipóteses a curva de oferta agregada é dada pelos pontos onde o $Cmg = P$. Assim, mudança na demanda agregada tem efeitos reais (gráfico abaixo). O emprego e os salários reais são determinados pela interseção entre a curva de demanda de trabalho e a função salário real.

GRÁFICO 4 – UM MERCADO DE TRABALHO NÃO WALRASIANO QUANDO OS PREÇOS SÃO RÍGIDOS E OS SALÁRIOS NOMINAIS SÃO FLEXÍVEIS



Ao contrário do caso do item anterior (1.2.2), há desemprego (distância EA do gráfico). Flutuações na demanda de trabalho conduzem a movimentos ao longo da função de salário real mais do que ao longo da função de oferta de trabalho. A elasticidade da oferta de trabalho não determina como os salários reais respondem aos movimentos da demanda agregada.

1.3.2 - Modelo com Salários Rígidos, Preços Flexíveis e Concorrência Imperfeita.

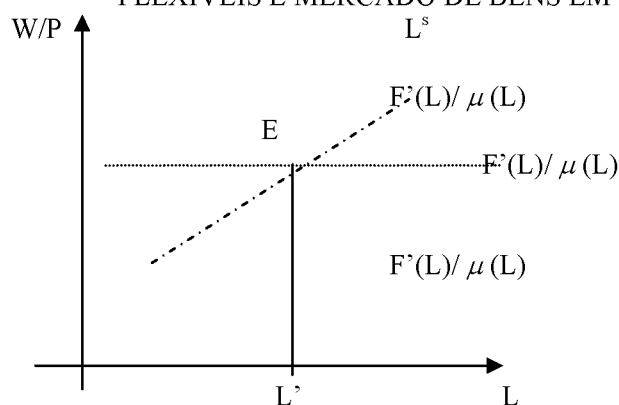
Esse modelo segue ROMER (1996) e é uma extensão do modelo de Keynes (1.2.1), com a introdução de imperfeição no mercado de bens. As hipóteses deste modelo são: i) salários nominais rígidos, ii) preços flexíveis, e iii) produto e emprego dado pela função de produção $Y = F(L)$. A diferença é que agora o mercado de bens é imperfeitamente competitivo. Os preços são dados por:

$$P = \mu(L) W/F'(L) \quad (1)$$

Onde μ é o *mark-up* e $W/F'(L)$ é o custo marginal. Pela equação anterior o salário real é $F'(L)/\mu(L)$. Se μ for constante, o salário real será contra-cíclico porque o produto marginal do trabalho é decrescente. Como os salários nominais são fixos, o nível de preços sobe quando o produto aumenta.

Se o *mark-up* for suficientemente mais baixo nos “*booms*” do que nos períodos de recuperação, ou seja, se $\mu(L)$ for contra-cíclico, o salário real poderá ser acíclico ou pró-cíclico. Tudo depende do *mark-up*. Se ele cai na mesma proporção que o produto marginal do trabalho, o salário real permanece constante. Se cair mais, o salário real cresce. O gráfico abaixo mostra as implicações para esse mercado de trabalho. Como visto, o salário real, W/P , poderá ser decrescente, constante ou crescente, de acordo com características do *mark-up*.

GRÁFICO 5 – O MERCADO DE TRABALHO COM SALÁRIOS NOMINAIS FIXOS, PREÇOS FLEXÍVEIS E MERCADO DE BENS EM CONCORRÊNCIA IMPERFEITA



Em síntese, esses modelos apresentam as diferentes implicações que as características dos mercados de bens e de trabalho têm sobre o desemprego, o salário real e o *mark-up*. Nesse contexto, surge uma questão com relação ao comportamento do salário real para o caso da indústria brasileira, qual seja: o comportamento dos salários na indústria brasileira é pró-cíclico? Essa questão será objeto de análise no capítulo empírico.

1.3.2 – Modelo com Flexibilidade Nominal em Concorrência Imperfeita

Até agora, assumiu-se que preços e/ou salários nominais não se ajustam, o que implica que os modelos somente são válidos para o curto prazo. Mas no médio e longo

prazo pode-se supor que esses ajustamentos ocorrem. Neste item, discute-se a relação entre salários e desemprego quando há flexibilidade nominal num ambiente de Concorrência Monopolística (CM) como colocado por CARLIN & SOSKICE (2003).

Os autores partem de uma equação convencional de determinação de preços em concorrência imperfeita via *mark-up*:

$$P = \frac{1}{1 - \frac{1}{\varepsilon}} MC = \frac{1}{1 - \frac{1}{\varepsilon}} \frac{W}{MPL} \quad (2)$$

onde ε é a elasticidade-preço da demanda (em módulo), MC é o custo marginal, o qual é igual a W/MPL , com MPL denotando o produto marginal do trabalho. O termo $\frac{1}{1 - 1/\varepsilon}$ é o *mark-up*. Uma baixa elasticidade da demanda significa um maior *mark-up*. Se a elasticidade da demanda for constante, então, sob competição imperfeita, o formato da curva de determinação de preços é definido pela curva do produto marginal do trabalho:

$$\frac{W}{P} = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) MPL \quad (3)$$

Todavia, algumas evidências sugerem que a elasticidade não é constante, e a literatura sugere que o *mark-up* diminui quando o emprego e produto aumentam. Um argumento para isso tem sido de que a elasticidade da demanda é pró-cíclica, devido ao fato de que os consumidores desenvolvem uma ‘lealdade’ por uma firma em particular. Durante os períodos de expansão econômica, as firmas enfrentam um aumento potencial de novos consumidores e seria racional para elas investirem na ‘lealdade’ desses consumidores. Em outras palavras o *mark-up* é reduzido quando o nível de produto e emprego aumenta.

Uma explicação diferente para os preços não responderem as mudanças na demanda, é a existência de uma curva de determinação de preços de salário real. Nessa

visão os preços são determinados por firmas em competição imperfeita através de um *mark-up* fixo acima do custo unitário normal do trabalho¹ (*normal cost pricing*).

Alternativamente, vigora a idéia de que, sob concorrência imperfeita, as firmas podem usar o excesso de capacidade como um caminho para desencorajar a entrada de outras firmas na indústria. Isso significa que o *Cmg* será horizontal a um dado nível de produto médio.

Assume-se a produtividade do trabalho (a) constante bem como o *mark-up* (μ). Juntando a essas hipóteses a teoria da concorrência imperfeita com elasticidade da demanda pró-cíclica, tem-se a implicação de que a curva de determinação de preços de salário real é horizontal. Por causa da simplicidade em usar isso na determinação de um modelo macroeconômico, usa-se o custo normal na regra para determinação de preços:

$$P = (1 + \mu) \frac{W}{a} \quad (4)$$

ou seja, o preço é determinado por acrescentando-se uma margem μ ao custo unitário normal do trabalho (W/a). O tamanho da margem dependerá inversamente da elasticidade da demanda e diretamente da concentração e coordenação das empresas. O *mark-up* também dependerá da facilidade da entrada na indústria.

A equação (4) pode ser escrita como²:

$$P = \frac{1}{1 - m} \frac{W}{a} \quad (5)$$

e portanto:

$$a = ma + \frac{W}{P} \quad (6)$$

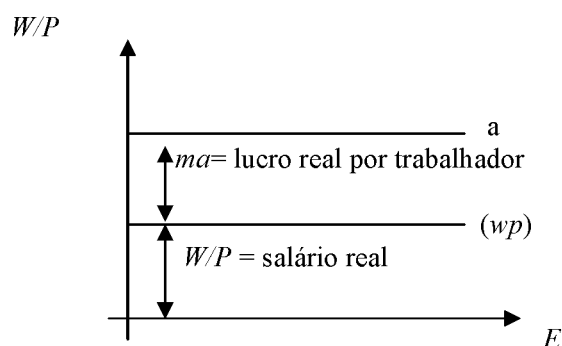
¹ Os custos unitários normais do trabalho são os custos salariais por unidade de produto ($WE/Y = W/LP$ com $LP =$ produto do trabalho (Y/E) a um nível normal de utilização de capacidade).

² Custo Unitário = $WE/Y = W/a$ com ' a ' = Y/E onde W é salário, E é emprego e ' a ' é produtividade do trabalho. Uma forma simples de expressar o *mark-up* é $P = (1 + \mu) \frac{W}{a}$ e uma forma

mais conveniente é: $P = \frac{1}{1 - m} \frac{W}{a}$ onde $m = \frac{\mu}{1 + \mu}$.

Ou seja: *produto per capita* = *lucro per capita* + *salário real per capita*. Tal distribuição pode ser visualizada no gráfico que segue.

GRÁFICO 6 – CURVA DE DETERMINAÇÃO DE PREÇOS DE SALÁRIOS REAIS



Podemos ainda colocar o resultado anterior da seguinte forma:

$$wp = \frac{W}{P} = a(1 - m) \quad (7)$$

Em outras palavras, dado o *mark-up*, o nível de produtividade, salários monetários e preços determinados pelas firmas, isso implica em um valor específico de salário real dado pela equação (7). A determinação dos preços dos salários reais (*wp*) é mostrada no gráfico acima.

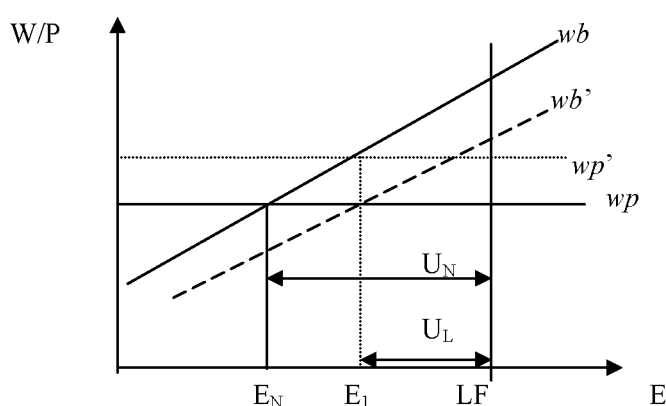
1.3.2.1 - A taxa de desemprego de equilíbrio: combinando determinação de salários e preços

Os trabalhadores procuram alcançar um certo salário real através de suas negociações com empregadores, e as firmas procuram obter um certo lucro real por trabalhador através da fixação de preços. Sendo assim, não é surpresa que as reivindicações sejam inconsistentes no sentido de que as demandas dos trabalhadores

podem não coincidir com o salário real que resulta do *mark-up* das firmas³. O salário real demandado pelos trabalhadores é uma função crescente do nível de preços.

O gráfico abaixo mostra que o salário real de barganha (wb) e o preço do salário real determinado pelas firmas (wp) coincidem a um único nível de emprego, E_N . Esse nível de emprego fixa a taxa de desemprego de equilíbrio, U_N .

GRÁFICO 7 – O ALCANCE DE UMA NOVA TAXA DE EQUILÍBRIO COM MENOR DESEMPREGO



Se o desemprego é menor (U_L , por exemplo) o salário real de barganha excede o preço determinado de salário real. Há um aumento do poder de barganha dos trabalhadores. As firmas não têm disposição para diminuir seus lucros para acomodar maior demanda salarial dos trabalhadores. Há duas maneiras de se resolver o impasse sem acelerar a inflação⁴. Uma seria puxar a taxa de desemprego para cima e diminuir o poder de barganha dos trabalhadores e, assim, reduzir o salário real barganhado ao preço

³ Por inconsistente entende-se como salário real e lucro real por trabalhador acima do que seria avaliável do produto por trabalhador.

⁴ Ainda poderia haver a intervenção do governo para baixar a wp . Uma política seria a “*income policy*”. Outra seria impor alguma legislação sobre os sindicatos. Na primeira o governo poderia baixar a wp por reduzir os impostos. Com uma taxação menor, seria possível para trabalhadores e setor privado encontrar uma taxa de desemprego menor. Na segunda o governo negociaria políticas de renda com os sindicatos. Estes restringiriam seu poder de barganha, condição para o governo manter tal política com nível de emprego maior. Outro canal seria o governo aumentar o gasto em treinamento para diminuir a taxa de desemprego de equilíbrio. Primeiro, uma força de trabalho mais qualificada aumenta a produtividade, o que muda para cima a curva de determinação de preços de salário real. Por outro lado, quanto mais mão-de-obra qualificada, menor o poder de barganha dos trabalhadores via sindicatos.

determinado. A outra seria diminuir a taxa de desemprego (U_L) através, ou deslocando wb para wb' ou wp para wp' , ou seja, aceitação de salários reais anteriores por parte dos trabalhadores ou diminuição dos lucros por parte das firmas.

A situação onde o salário real barganhado (wb) e o salário real ofertado pelas firmas (wp) são iguais determina uma taxa corrente de desemprego. Esta será a taxa de desemprego de equilíbrio com inflação constante (NAIRU). Se não forem iguais, a inflação será crescente (taxa de desemprego menor que a NAIRU) ou decrescente (taxa de desemprego maior que a NAIRU). No primeiro caso, os trabalhadores abrem mão de suas reivindicações e aceitam um salário real menor para cada nível de desemprego. No segundo caso, o deslocamento de wp pode ser explicado por: 1) um aumento na produtividade do trabalho; 2) e uma redução do *mark-up*.

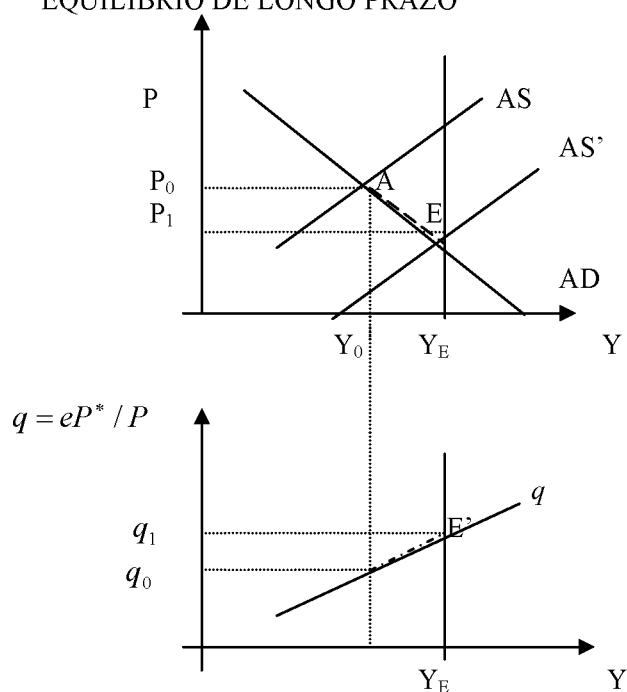
Disto tudo, um paralelo pode ser feito entre Romer e Carlin e Soskice. Romer não impõe condição sobre o *mark-up*. Este pode ser crescente, decrescente ou constante. Já para Carlin e Soskice o *mark-up* é constante. Sendo o *mark-up* constante, para Romer, o salário real é contra-cíclico porque os salários nominais são rígidos, mas para Carlin e Soskice, o salário real pode ser pró-cíclico ou ser sustentado em nível diferente (acima) da taxa de desemprego de equilíbrio (desde que o governo intervenha conforme nota de rodapé número 4). Em outras palavras, para Romer os salários nominais são fixos e *mark-up* varia; já para Carlin e Soskice o *mark-up* é constante e os salários reais podem variar. Como já foi mencionado, pode-se supor que os dois modelos referem-se a períodos de tempo diferente – curto e longo prazo -, na medida em que Carlin e Soskice supõem que transcorre o tempo necessário para a mudança dos valores nominais.

1.4 - SITUAÇÃO EM ECONOMIA ABERTA

1.4.1 - Modelos com Fundamentos Competitivos

Este item segue a RIVERA BATZ (1994), assumindo que no curto prazo os salários nominais são relativamente rígidos, o que determina uma certa curva de oferta agregada de curto prazo (AS). Também, com parâmetros de política monetária e fiscal dados, uma certa curva de demanda agregada é dada (AD). Essas curvas são mostradas no gráfico abaixo juntamente com o equilíbrio de curto prazo. Ou seja, quantidade ofertada de bens é igual a sua quantidade demandada. Isso ocorre no ponto A do gráfico que segue.

GRÁFICO 8 – EQUILÍBRIO DE CURTO PRAZO E AJUSTAMENTO EM DIREÇÃO AO EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO



Percebemos que esse equilíbrio de produto difere daquele de pleno emprego (Y_E), ou seja, essa economia ‘sofre’ de desemprego. Mas isso não é uma situação permanente.

Ocorre um processo de ajustamento de salário real e taxa de câmbio real (estamos em regime de taxa de câmbio flexíveis).

Na presença de desemprego, as taxas de salários nominais declinam no tempo. Com competição no mercado de trabalho, os salários nominais serão revistos para baixo nas próximas negociações. A queda no custo unitário de trabalho induz os produtores a aumentar a produção e, também, repassar parte dessa queda nos custos para os consumidores na forma de queda de preços. Uma queda nos salários nominais, dado o nível de preços – uma redução dos salários reais – desloca a curva de oferta para a direita. Como os parâmetros da curva de demanda estão dados, o ajustamento automático salário-preço termina quando o pleno emprego do produto é atingido. O desemprego é eliminado e os salários nominais e reais não caem mais. O equilíbrio de longo prazo da economia é obtido quando o mercado monetário, de bens e de trabalho está a pleno emprego (isso é retratado no ponto *E* do gráfico).

Quanto ao ajustamento da taxa de câmbio, este não pode ser precisamente determinado a menos que se conheça a estrutura específica da economia. Isso porque o efeito líquido de mudanças nos preços e renda domésticos sobre a taxa de câmbio não é completamente determinado. Declínio dos preços domésticos, dado o nível de renda, aumentaria a oferta monetária pressionando a taxa de juros doméstica para baixo, provocando perda de divisas o que tenderia a elevar a taxa de câmbio. Por outro lado, dado o nível de preços, aumento da renda doméstica teria efeito oposto. Aumentaria a demanda por moeda, pressionando a taxa de juros doméstica para cima, provocando atração de divisas, o que tenderia a valorizar o câmbio. O efeito líquido desses dois efeitos depende da elasticidade renda da demanda por moeda e dos efeitos da taxa de câmbio sobre a balança comercial.

Mas, certamente, a variável que determina o processo de ajustamento é a taxa de câmbio real. No nosso caso, esta aumenta no processo de ajustamento em direção ao pleno emprego. O crescimento do produto está associado a aumentos da taxa de câmbio real (de q para q_F no gráfico).

O que explica a conexão entre produto e taxa de câmbio real? Com taxa de juros fixada no nível da taxa mundial, e com gasto autônomo agregado dado, mudança na demanda doméstica pode ser associada somente a mudança na balança comercial (BC), a qual é função direta da taxa de câmbio real. Isso é mais bem visto pela função de demanda agregada dada por:

$$Y = \alpha[\bar{A} + \bar{T} + \phi q - bi^*] \quad (8)$$

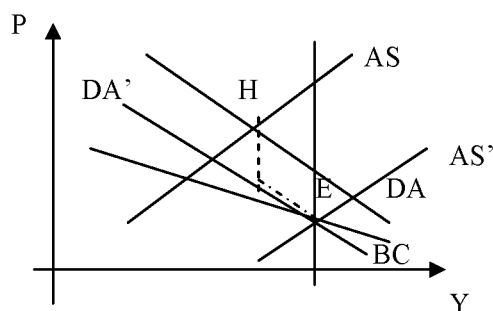
Com gastos autônomos fixados (\bar{A}, \bar{T} , onde o primeiro são gastos autônomos domésticos e o segundo o saldo comercial autônomo os quais são independentes da renda (Y) e taxa de câmbio real) e taxa de juros doméstica (i) igual a internacional (i^*), a demanda será alterada quando a taxa de câmbio (q) mudar.

Quando os salários nominais e reais declinam ocorre aumento da competitividade internacional dos bens domésticos – um aumento de q – movendo a economia para o pleno emprego. O crescimento do produto é puxado pelo aumento das exportações líquidas refletindo a melhora da BC. Assim, a taxa de câmbio real é um instrumento de transmissão das mudanças nos salários reais em mudanças na quantidade demandada agregada dos bens domésticos e crescimento do produto.

Em resumo, o mecanismo do ajustamento automático salários-preço que tende a mover a economia para o pleno emprego através do *laissez-faire* das taxas de câmbio flexíveis. Esse mecanismo, o qual opera influenciando os salários reais e taxa de câmbio real, trabalha quando o produto doméstico está acima ou abaixo do pleno emprego.

Se estivermos em um regime de câmbio fixo, também teremos ajuste automático. Suponha de início que a economia esteja enfrentando desemprego e déficit comercial no curto prazo. Nós representamos o problema no gráfico que segue:

GRÁFICO 9 – MECANISMO DE AJUSTAMENTO PREÇO-MONETÁRIO



O ponto *H* representa o equilíbrio de curto prazo. Dado que há desemprego, os salários nominais declinarão, mudando a curva de oferta de curto prazo para a direita. Em adição, o déficit comercial implica perda de divisas pelo Banco Central (BACEN) que na ausência de esterilização a oferta monetária encolhe deslocando a demanda agregada (*DA*) para baixo (*DA'*). A diminuição de preços faz os bens domésticos mais baratos relativos aos estrangeiros, estimulando a melhora da balança comercial. Com a redução dos preços dos bens domésticos e salário real em geral declinando, aumenta a lucratividade da produção movendo a economia para o pleno emprego.

No longo prazo, a economia se moverá para o ponto *E*. Isso ocorre como resultado da contração monetária associada com o déficit externo. Isso também é resultado de mudanças de salário nominal associado ao desemprego em *H*. Como conclusão o funcionamento das forças de mercado conduzem a economia ao equilíbrio interno e externo no longo prazo.

Dado esse marco geral de formação de salários e preços num modelo competitivo convencional, vale a pena lembrar o modelo proposto por CAMPA E GOLDBERG (2001) que explora os efeitos da taxa de câmbio real sobre o emprego, salários e horas extras para a indústria de transformação dos EUA para o período de 1975-2000.

O modelo desenvolvido pelos autores assume que, para cada ano, ocorre alguma combinação de emprego e salários que equilibra o mercado de trabalho em resposta a choques de demanda e da taxa de câmbio. O ajustamento ocorre através de mudanças nos

preços relativos, que afetam as vendas dos produtores domésticos e estrangeiros, e os custos dos importados no processo de produção.

Os produtores maximizam lucros vendendo para o mercado doméstico e externo enfrentando choques de demanda corrente e futura. Em um tempo t , os produtores desconhecem a demanda agregada no mercado doméstico e externo, denotado por y_t e por y_t^* . A taxa de câmbio e_t é definida como moeda doméstica por unidade de câmbio estrangeiro. A produção usa três fatores, trabalho doméstico, L_t , capital doméstico e outros insumos domésticos, Z_t , e insumos produtivos importados Z_t^* . O preço dos respectivos fatores em moeda doméstica são w_t , s_t , e $e_t s_t^*$.

Dentro de uma indústria, o produtor representativo escolhe insumos e produtos na ordem que maximize o valor presente esperado descontado do fluxo corrente e futuro de lucros, π , como a seguir:

$$\pi(y_t, y_t^*, e_t) = \max_{q_t, L_t, Z_t, Z_t^*} \sum_{t=0}^{\infty} \phi_t [p(q_t : y_t, e_t)q_t + e_t p^*(q_t^* : y_t^*, e_t)q_t^* - w_t L_t - e_t s_t^* Z_t^* - s_t Z_t - c(\Delta L_t)] \quad (9)$$

A otimização dessa função está sujeita a restrição posta pela sua estrutura de produção:

$$Q_t = q_t + q_t^* \quad ; \quad Q_t = L_t^\beta Z_t^{\alpha} Z_t^{1-\alpha-\beta} \quad (10)$$

sendo que a demanda por seus produtos no mercado doméstico e estrangeiro é dada por:

$$P(q_t : y_t, e_t) = a(y_t, e_t)q_t^{-\frac{1}{\eta}} \quad \text{e} \quad e_t p^*(q_t^* : y_t^*, e_t) = a^*(y_t^*, e_t)q_t^{*\frac{1}{\eta^*}} \quad (11)$$

e o custo adicional envolvido na mudança do nível de trabalho doméstico é dado por:

$$c(\Delta L) = w_t b / 2(L_t - L_{t-1}) \quad (12)$$

Os lucros são gerados de vendas no mercado doméstico, q_t , e externo, q_t^* , os quais dependem das condições de demanda agregada nos respectivos mercados, y_t e y_t^* . O fator de desconto é ϕ_t . Os parâmetros η e η^* são, respectivamente, elasticidade da demanda de produtos domésticos e estrangeiros enfrentados pelos produtores em suas próprias indústrias. As curvas de demanda no mercado doméstico e externo inclui

multiplicative demand shifters, $a(y_t, e_t)$ e $a^*(y_t^*, e_t)$ que seguem papéis independentes da renda real e taxa de câmbio. Movimentos na taxa de câmbio influenciam a demanda mudando os preços relativos e afetando, portanto, a demanda residual enfrentado pelas firmas domésticas.

A demanda ótima de trabalho utilizada pelos autores é dada pela expressão:

$$L_t = \mu L_{t-1} + (1 - \mu) \left[\begin{array}{l} c_0 + c_1 y_t + c_2 y_t^* + (c_{3,0} + c_{3,1} \chi_t + c_{3,2} M_t + c_{3,3} \alpha_t) e_t + \dots \\ \dots + c_4 w_t + c_5 s_t + c_6 s_t^* \end{array} \right] \quad (13)$$

onde $\chi_t = \frac{P_t^* q_t^*}{p_t q_t + P_t^* q_t^*}$ é a participação das vendas de exportações na receita, M_t é a penetração de importados e α_t são os insumos importados, todos em logaritmos. μ denota a raiz estável de equação fundamental para emprego⁵.

Para completar, a oferta de trabalho é suposta como função crescente dos salários e decrescente das condições de demanda, onde a sensibilidade da oferta depende das preferências e características dos trabalhadores. A oferta é dada por:

$$L = a_0 + a_1 w_1 + a_2 y_t \quad (14)$$

As duas últimas equações dão as soluções para emprego e salários para alguma indústria i dado pelas equações a seguir:

$$w_t^i = w_1^i + w_2^i y_t + w_3^i y_t^* + w_4^i s_t + w_5^i s_t^* + (w_{6,0}^i + w_{6,1}^i \chi_t + w_{6,2}^i M_t^i + w_{6,3}^i \alpha_t^i) e_t + w_7^i L_t^i \quad (15)$$

e,

$$L_t^i = \lambda_1^i + \lambda_2^i y_t + \lambda_3^i y_t^* + \lambda_4^i s_t + \lambda_5^i s_t^* + (\lambda_{6,0}^i + \lambda_{6,1}^i \chi_t^i + \lambda_{6,2}^i M_t^i + \lambda_{6,3}^i \alpha_t^i) e_t + \lambda_7^i L_{t-1}^i \quad (16)$$

Essas soluções são a base para a estimação dos autores que rodam regressões em painel de séries temporais para as indústrias de transformação de dois dígitos. As

⁵ μ é a raiz estável de $L_t = \mu L_{t-1} + (1 - \mu)(1 - \varrho \mu) \sum_{j=0}^{\infty} (\varrho \mu)^j \tilde{L}_{t+j}$, onde

$$\tilde{L}_t = \frac{Q_t}{w_t} \left[\begin{array}{l} p(q_t : y_t, e_t)(1 + \eta^{-1})(1 - \chi_t) + e_t p^*(q_t^* : y_t^*, e_t)(1 + \eta^{*-1})(\chi_t) - \dots \\ \dots - e_t s_t^* \alpha \left(\frac{\partial Q_t}{\partial Z_t^*} \right)^{-1} - s_t (1 - \alpha - \beta) \left(\frac{\partial Q_t}{\partial Z_t} \right)^{-1} \end{array} \right]$$

equações refletem os principais argumentos dos autores em considerando a resposta de emprego e salário de equilíbrio à taxa de câmbio. Considerando somente os efeitos da taxa de câmbio real sobre emprego e salários (incluindo horas extras), os autores esperam que uma apreciação do câmbio esteja associada com perda significativa de produto, emprego, horas extra e média salarial (depreciações associadas a crescimento no salário médio). O efeito está associado na direção de que uma apreciação provoque a queda do produto, na demanda de trabalho e no salário real.

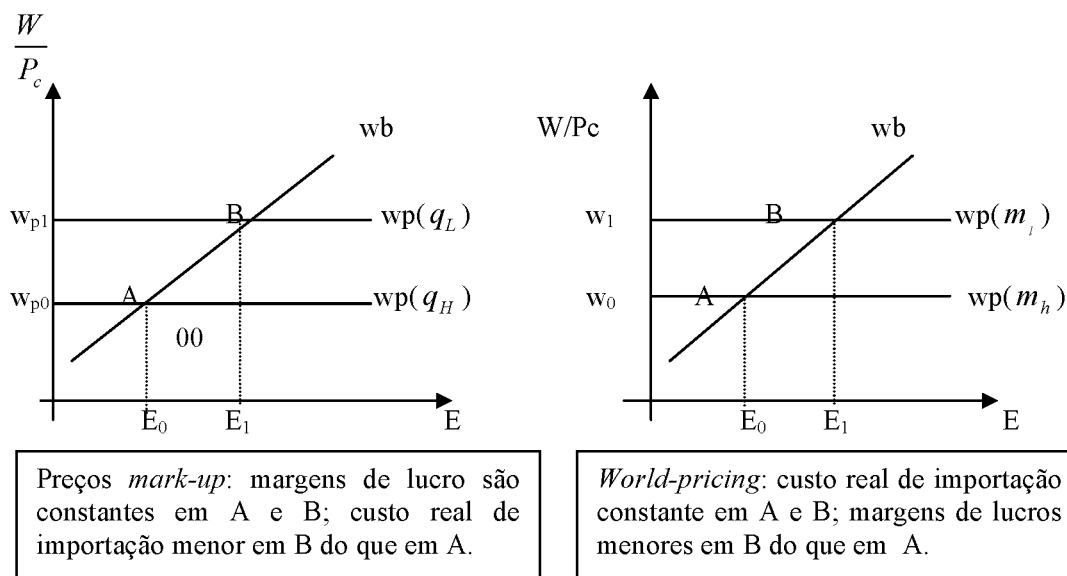
Assim, este modelo sugere que uma valorização da taxa de câmbio real induziria uma queda do emprego e do salário real. Neste modelo, emprego, salário real e taxa de câmbio movimentam-se na mesma direção, e o efeito do aumento (queda) da taxa de câmbio sobre o salário real ocorre principalmente via aumento (queda) do nível de emprego.

1.4.2 – Micro-fundamentos em Concorrência Monopolística (CM) em Economia Aberta

Novamente, no que se refere ao modelo de economia em concorrência monopolística, segue-se a CARLIN & SOSKICE (2003), só que agora no contexto de uma economia aberta. Em economia aberta, há uma série de taxas de desemprego consistentes com inflação constante, ao contrário da economia fechada, em que ocorre uma única taxa de desemprego condizente com inflação constante.

Assume-se economia aberta com emprego de equilíbrio em E_0 , salário real de equilíbrio, w_0 , com economia aberta como no painel à esquerda do gráfico 10 abaixo. Nesse caso, com *mark-up* constante, um aumento da taxa de câmbio real (q mais alto) implica um menor salário real, e vice-versa. Alternativamente, se as firmas não têm poder de mercado e são tomadores de preços no mercado internacional, então o salário real aumentará apenas no caso em que o *mark-up* diminua (painel à direita no mesmo gráfico).

GRÁFICO 10 - NÍVEL DE EMPREGO, SALÁRIOS REAIS E MARGENS DE LUCRO



A economia doméstica é pequena para afetar a economia mundial. Por simplicidade, a inflação do resto do mundo é zero e a inflação inicial na economia doméstica é zero. Suponha um aumento da demanda agregada (origem doméstica ou externa). Como de costume, aumento de demanda estimula o produto doméstico e cresce o emprego, nesse caso para E_1 . Esse é o novo equilíbrio de curto prazo.

No médio prazo, os salários monetários sobem refletindo uma inclinação positiva da curva de demanda de salários (wb). Portanto, o custo unitário das firmas domésticas aumenta. Isso puxa o índice de preços ao consumidor para cima. Os consumidores domésticos compram tanto bens domésticos como importados. Não mudando o preço dos importados, o índice de preços ao consumidor não aumenta tanto quanto os preços dos bens domésticos, não limpando (*wipe out*) todo o aumento dos salários monetários. Então o salário real sobe, mas não o suficiente para alcançar o novo ponto de equilíbrio na curva de salários (ponto B). Assim, novamente os salários monetários são puxados para cima. Em rodadas sucessivas o salário real gradualmente atinge o salário real de demanda (ponto B). Ao novo nível de emprego (E_1) o salário real é w_{p1} . Uma vez que o salário real é igual ao salário real de demanda não haverá aumento de salários monetários. O aumento

dos custos cessará para os produtores domésticos e os preços permanecerão constantes. Com preços estáveis para bens domésticos e importados, o índice de preços ao consumidor será estável. A economia se encontra com emprego maior e inflação constante (zero nesse caso). Com isso, os produtores domésticos têm protegido suas margens de lucro.

Se os salários reais são maiores e os lucros são os mesmos, de onde vem o recurso extra ao novo nível de emprego? A resposta é que os novos recursos vêm do estrangeiro. Os termos de comércio para a economia doméstica $\left(\frac{P_x}{P_m} = \frac{1}{q}\right)$ tem melhorado porque o preço dos bens exportados ($P_x=P$) aumentou relativo ao preço dos bens importados ($P_m=eP^*$). O ponto onde a curva $wp(q_L)$ intercepta a curva wb (em E_1) está associado com menor valor de q (taxa de câmbio real). Então a economia tem aumentado o preço de todos os bens domésticos, incluindo os exportados, e o volume de bens importados que pode ser obtido por vendendo um dado volume de exportação, tem aumentado. Com esses recursos externos, significa que a economia pode operar com um emprego maior e com inflação constante.

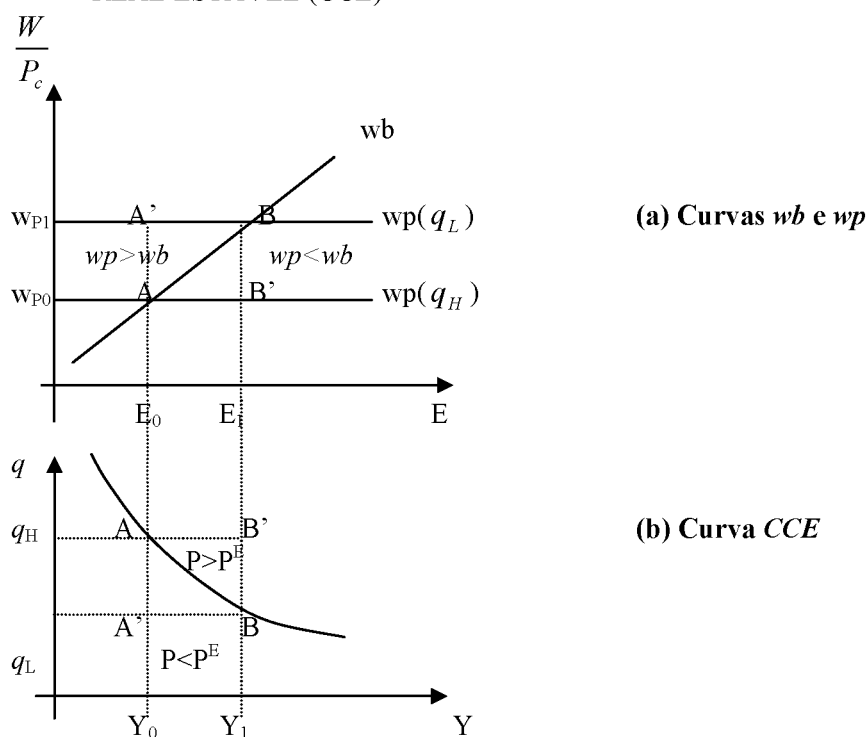
Esses resultados também podem ser obtidos por estratégia diferenciada das firmas com relação ao tratamento dos custos. No cenário descrito acima, ou seja, alto nível de emprego, com salários puxados para cima, as firmas podem enfrentar os aumentos de custos não através do aumento de preços, mas pela redução do *mark-up*, aceitando lucros menores, m_L (painel à direita do Gráfico 10, já mencionado). Isso ocorreria se a estratégia fosse concorrer com preços internacionais. Neste caso a firma é que absorve todo o impacto da luta distributiva: os trabalhadores recebem o salário que demandam em função de seu poder de barganha para aquele nível de emprego, e as firmas não repassam aos preços os aumentos de salários, aceitando lucros menores.

Em resumo, não há uma única taxa de desemprego de equilíbrio que seja condizente com inflação constante (NAIRU). Neste caso, a curva de Phillips adota um formato horizontal. No entanto, a taxa de câmbio real que surge do equilíbrio pode não

ser sustentável no longo prazo, na medida em que poderia estar associada a fortes desequilíbrios externos. Existe uma única NAIRU ‘sustentável’ com equilíbrio externo. Com relação a esta última questão optou-se por não discuti-la aqui por se entender que se estaria fugindo ao tema ou que a discussão se estendesse demasiadamente, uma vez que o objetivo aqui é verificar a relação entre as variáveis taxa de câmbio real emprego e salário real.

Para visualizar as possíveis taxas de desemprego condizente com inflação e taxa de câmbio real estável, nós juntamos a curva de demanda salarial (wb) e a curva de salários ofertados pelas firmas (wp), como no gráfico anterior, e projetamos sobre o plano taxa de câmbio real (q) e produto (y) como no gráfico abaixo:

GRÁFICO 11 – TAXAS DE DESEMPREGO CONDIZENTE COM INFLAÇÃO E TAXA DE CÂMBIO REAL ESTÁVEL (CCE)



Através da curva CCE (*competing claims equilibrium*) pode-se ver as combinações de taxa de câmbio real e produto condizente com igualdade entre salário real

barganhado (wb) e salário real determinados pelas firmas (wp). Pontos ao longo da curva CCE , taxa de câmbio real, q , e inflação são constantes.

Em uma economia fechada, as exigências de salário real e de lucros *per capita* são iguais ao produto avaliável somente à uma única taxa de desemprego. As curvas wb e wp se interceptavam em um único ponto. Em economia aberta, há uma série de taxas de desemprego de equilíbrio como visto pela curva CCE no gráfico acima.

Na parte (a) dos gráficos acima as taxas de desemprego de equilíbrio estão em A e B . Em A , o desemprego é relativamente alto, e como consequência, a posição do mercado de trabalho é fraca. Isso significa que o salário real determinado pelas firmas é baixo. Na curva CCE , o preço do salário real deve ser relativamente baixo e como a margem de lucro por trabalhador é fixada, o salário real determinado será baixo quando o custo real dos importados é alto. O preço do salário real associado com alto custo de importados é mostrado por $wp(q_H)$.

Quando o desemprego é menor, ponto B , a forte posição do mercado de trabalho implica um maior salário real. Na CCE , o salário real também é maior. Para isso ser possível com as exigências de trabalhadores e firmas, o custo real dos bens importados deve ser relativamente baixo. Isso é indicado pela curva $wp(q_L)$.

Mas o que acontece quando se têm pontos fora da curva CCE , ou seja, quando salários barganhados (wb) e ofertados (wp) não são iguais? Assumir-se-á que os preços se ajustam mais rapidamente do que os salários. Assim, a economia está sempre sobre a curva wp , mas não necessariamente sobre a curva de demanda de salários, wb . Na parte (a) dos gráficos, quando a economia está sobre a curva $wp(q_H)$ o salário real é wp_0 e é menor do que o salário real condizente com esse nível de emprego (ponto B). A situação é também mostrada na parte (b) com o ponto B' . Nesse ponto o desemprego é baixo e a um dado nível de preços (P) os salários estarão sendo renegociados para repor o salário real esperado, como mostrado pela curva wb (ponto B). Quando os produtores determinam seus preços logo após o aumento dos salários, dado o *mark-up*, os preços aumentam proporcionalmente. Embora nada tenha acontecido com o preço dos importados, o

aumento dos preços domésticos significa que o nível de preços ao consumidor está acima do nível de preços esperado ($P > P^E$) quando os salários estão fixos. Isso significa que em pontos acima da curva CCE (ponto B'), $w_p < w_b$ como consequência de que $P > P^E$.

De acordo com a curva w_b , um maior nível de preços esperado resultará em maiores salários monetários. Desde que os preços dos importados não mudem, o índice de preços ao consumidor aumentará, mas não tanto quanto os salários monetários. Como resultado, os salários reais aumentam e o custo real dos importados cai (curva w_p desloca-se para cima). No ponto B a demanda por salário real (w_b) e a sua oferta (w_p) são iguais.

No diagrama $q - Y$, a taxa de câmbio real aprecia com o aumento dos preços domésticos em relação aos estrangeiros e a competitividade de preços cai. Em B , a economia está mais uma vez sobre a curva CCE e a pressão inflacionária desaparece. Um processo paralelo acontece em A' , onde os salários reais ofertados estão acima dos demandados e a economia está abaixo da curva CCE , ou seja, $P < P^E$. Tem-se que neste caso ocorrerá uma deflação. O salário real cairá, o custo dos importados aumentará e a economia retornará a CCE com taxa de câmbio q_H . Um aumento de preços menor do que o preço esperado desvaloriza o câmbio, com aumento de competitividade.

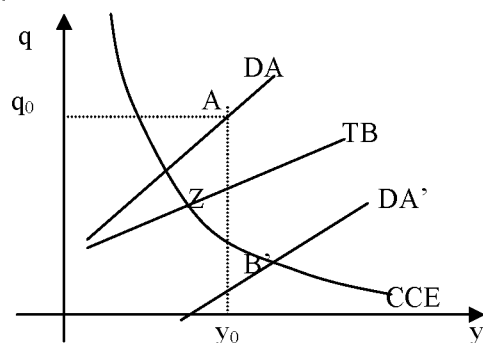
Em resumo, sobre a curva CCE a inflação é constante. Pontos acima desta, o salário real está abaixo da curva de salários barganhados (w_b), e assim os salários e preços domésticos estão aumentando em relação ao estrangeiro. A inflação doméstica está aumentando relativamente à mundial, portanto, a taxa de câmbio real está caindo. Inversamente, para os pontos abaixo da curva CCE o salário real está acima da curva de demanda de salários, o que implica que salários e preços estão caindo com relação aos estrangeiros. A inflação interna é menor que a externa e a taxa de câmbio real está aumentando.

Como visto no modelo com fundamentos competitivos em economia aberta, o efeito da queda da taxa de câmbio está associado a uma queda do produto, na demanda de trabalho e no salário real. Já para Carlin e Soskice, num modelo com concorrência

monopolística, a apreciação pode permitir que se equilibrem, dado o nível de produto e emprego, as demandas de salário com o salário real que surge do *mark-up* das firmas.

Mais ainda, a curva *CCE* representa uma situação de equilíbrio no mercado de trabalho, mas o valor de q no equilíbrio interno pode não ser consistente com o equilíbrio externo para aquele nível de renda y de produto. Com efeito, como se observa no gráfico abaixo, assumindo que para um maior nível de produto é necessário uma taxa de câmbio mais alta para sustentar o equilíbrio externo, então existe uma curva $TB = 0$, de equilíbrio na conta corrente, que relaciona inversamente os valores de q e y .

GRÁFICO 12 - EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO EM ECONOMIA ABERTA: SOBRE TB E CCE



Em outras palavras, q , y e salário real são variáveis endógenas e se determinam conjuntamente num sistema de equações que define os equilíbrios interno e externo. No capítulo 3, os distintos efeitos serão analisados através de um sistema dinâmico, que permitirá testar qual dos modelos anteriores se ajusta melhor ao caso da economia brasileira nos anos noventa. O salário real evolui conjuntamente com a taxa de câmbio? Ou seja, a queda na taxa de câmbio diminui o salário real, como no modelo com fundamentos competitivos, ou promove um aumento do salário real, como em Carlin e Soskice?

1.4.3 – Uma outra versão do modelo de concorrência monopolística em economia aberta: CARLIN E SOSKICE (2003)

Aqui é mostrado porque há uma série de taxas de desemprego de equilíbrio de médio prazo em economia aberta. Parte-se de uma regra de *mark-up* para bens produzidos e vendidos internamente e no exterior, sem a participação de insumos importados no processo produtivo:

$$P = Px = \frac{1}{1-m} \frac{W}{a} \quad (17)$$

Onde m é o *mark-up*, W os salários e a a produtividade do trabalho.

Mas o nível de preços relevantes para o trabalhador é aquele usado no cálculo da reposição dos salários nominais visando manter o salário real, ou seja, os salários monetários em termos do índice de preços ao consumidor (W/P_c). Admite-se que os trabalhadores consomem uma cesta composta de bens domésticos e importados. Os que são importados tem um preço eP^* e os domésticos P . A participação do consumo de importados será ϕ . Assim, o índice de preços é:

$$P_c = (1-\phi)P + \phi eP^* \quad (18)$$

O salário real em termos de índice de preços ao consumidor será:

$$w = \frac{W}{P_c} \quad (19)$$

Supondo o salário real como uma função decrescente da taxa de desemprego tem-se:

$$W = P_c b(U) \quad (20)$$

Ou ainda:

$$\frac{W}{P_c} = b(U) = wb \quad (21)$$

O aumento no desemprego é associado com queda na demanda de salário real dos trabalhadores como resultado do menor poder de barganha dos mesmos. Substituindo o nível de preços domésticos, P , no IPC, temos:

$$Pc = (1 - \phi) \left(\frac{1}{1 - m} \frac{W}{a} \right) + \phi eP^* \quad (22)$$

Dividindo ambos os lados por $\frac{1}{1 - m} \frac{W}{a}$ obtemos:

$$\frac{Pc(1 - m)a}{W} = (1 - \phi) + \phi \frac{eP^*}{P} \quad (23)$$

e usando $w = \frac{W}{Pc}$ e taxa de câmbio real, $q = \frac{eP^*}{P}$, temos

$$b(U) = wp = \frac{a(1 - m)}{1 + \phi(q - 1)} \quad (24)$$

Supondo m e ϕ constantes temos que o nível de salário real se relaciona positivamente com a produtividade do trabalho (a) e inversamente com a taxa de câmbio real (q). As previsões do modelo são, portanto, inteiramente similares às do modelo anterior: o salário real aumenta quando aumenta a produtividade ou quando cai a taxa de câmbio real.

Para expressar a equação de determinação de salário real em termos de produto do que de desemprego, originando assim a curva CCE, os autores usam uma forma linear simples como:

$$wb = \lambda y \quad (25)$$

Onde λ é uma constante positiva e, substituindo nesta última o valor do salário real acima, juntamente com o suposto de que $wb = wp$, resulta:

$$\lambda y = \frac{a(1 - m)}{1 + \phi(q - 1)} \quad (26)$$

ou

$$y = \frac{1}{\lambda} \frac{a(1 - m)}{[1 + \phi(q - 1)]} \quad (27)$$

Onde a CCE está em termos de y e q . Também pode-se ver o papel da participação dos importados (ϕ) e a sensibilidade dos salários reais com relação ao produto (ou emprego), determinando o formato da curva CCE. Quando $\phi=0$, há uma única taxa de desemprego de equilíbrio. Isso significa uma CCE vertical (economia fechada). Com $\phi > 0$, a curva CCE torna-se mais plana (economia mais aberta).

1.5 – A VERSÃO DE SIMONSEN E CYSNE PARA SALÁRIOS REAIS EM CONCORRÊNCIA IMPERFEITA

Uma outra versão na determinação de salários reais é a de SIMONSEN E CYSNE (1995), que admitem que o preço do produto se determine adicionando aos custos variáveis, i.e, aos salários, certa margem de lucro:

$$P = \frac{1}{b}W(1+m) \quad (28)$$

Onde b indica a produtividade média do trabalho (isto é, o número de homens-hora necessários à obtenção de uma unidade de produto), e m a margem de remuneração do capital, sobre os custos variáveis. Na versão mais simples, b e m supõem-se independentes do nível de produto e de emprego. Nesse caso, chega-se à curvas infinitamente elásticas para a oferta agregada e para a procura de mão-de-obra.

$$\frac{P}{W} = \frac{1+m}{b} \quad (29)$$

$$\frac{W}{Q} = \frac{b}{(1+m)(1+\tau)q^a} \quad (30)$$

A última expressão indica que o salário real, qualquer que seja o nível de emprego, é função crescente da produtividade média do trabalho, e decrescente da carga tributária

indireta, das margens de oligopólio e da taxa de câmbio⁶. Fica implícita na análise acima, a função de produção $Y = bN$.

O mais plausível seria supor que $b/(1+m)$ decresça com o aumento do nível de emprego, o que nos leva a uma curva de procura de mão-de-obra decrescente em relação ao salário real, tal como na análise da economia competitiva. Uma forte razão para isso é que, como no curto prazo o estoque de capital é dado, a produtividade média do trabalho b deve cair com o aumento do emprego N . É possível reforçar o resultado supondo que m se mantenha constante ou aumente com o nível de atividade econômica (e de emprego), isto é, supondo as margens constantes ou pró-cíclicas. Essa, porém, é uma hipótese controversa: tanto no oligopólio quanto na própria concorrência perfeita, as margens tanto podem ser pró-cíclicas quanto anticíclicas, isto é, m pode cair com o aumento do emprego.

A fórmula (29) também abrange o mercado competitivo, bastando tomar $b = f(N)/N$. Como $W/P = f'(N)$, segue-se:

$$1 + m = \frac{f(N)}{Nf'(N)} \quad (31)$$

Ou seja, $1+m$ é a relação entre a produtividade média e a marginal do trabalho no caso da economia competitiva. Essa relação tanto pode ser crescente, decrescente ou constante com N .

O que não é plausível é supor que as margens sejam a tal ponto anticíclica que $b/(1+m)$ seja função crescente do nível de emprego. Com efeito, no caso chegaríamos a uma curva ascendente de procura de mão-de-obra: aumentando o salário real, aumentaria a procura de mão-de-obra. Isso, entre outras coisas, tornaria o pleno emprego de

⁶ Q = índice do custo de vida dos trabalhadores. Para chegar na expressão de Q supõe-se que os trabalhadores destinam parte de sua renda à compra de produtos importados “ a ” ($0 < a < 1$) cujo o preço em moeda nacional é EP^* (P^* designando o seu preço em moeda estrangeira e E a taxa de câmbio) Também, sobre a cesta incidem impostos indiretos à alíquota τ . Posto isso, o índice é expresso por $Q = (1 + \tau)P^{1-a}(EP^*)^a$ e dado que $q = \frac{eP^*}{P}$ temos $Q = (1 + \tau)Pq^a$.

equilíbrio instável: uma baixa de salários aumentaria o excesso de oferta de mão-de-obra, ao invés de elevar o excesso de procura.

A principal diferença entre o modelo de Carlin/Soskice e Simonsen/Cysne é que os primeiros incluem na análise uma curva de demanda de salários reais que leva em conta o poder de barganha dos sindicatos. Isso permite analisar a relação entre salários, emprego e a dinâmica da inflação e da taxa de câmbio real.

2 – TAXAS DE CÂMBIO, SALÁRIOS, EMPREGO E PRODUTIVIDADE

O objetivo do capítulo anterior foi resgatar algumas explicações teóricas para a relação os salários com as variáveis emprego, produtividade e taxa de câmbio. Feito isto, o objetivo se volta para as questões empíricas que envolvem tais variáveis. Assim, este capítulo está organizado em dois tópicos. O primeiro busca tais relações em um nível internacional e o segundo se volta para a economia interna.

2.1 - ALGUMAS EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS

Do modelo utilizado por CAMPA E GOLDBERG (2001), visto no capítulo anterior, os autores estimam os efeitos de mudanças no câmbio sobre as medidas de atividade no mercado de trabalho: salários e emprego. Os resultados indicam que os ajustamentos do mercado de trabalho para movimentos do câmbio tendem a ser pequenos, mas significantes. Eles encontram uma elasticidade média do salário real para a taxa de câmbio de 0,06 entre 1975 e 2000. Também, um aumento da importância da taxa de câmbio para o crescimento dos salários, depois de meados dos anos oitenta, refletindo o crescimento mais rápido das exportações quando comparado com as importações de insumos para a produção. As estimativas de elasticidade de emprego foram significativas, mas pequenas (-0,01 na média). Conforme os autores, os resultados suportam uma relação significativa entre taxa de câmbio e salários na indústria, e um relacionamento fraco entre emprego e câmbio.

Além disso, são sistemáticas as diferenças entre indústrias nesses relacionamentos. Algumas características das indústrias, como estrutura competitiva e nível de instrução da força de trabalho, se correlacionam fortemente com a importância da taxa de câmbio. Indústrias com baixo *mark up* exibem maior significância estatística com relação à taxa de câmbio do que indústrias com alto *mark up*. A elasticidade do salário

real é mais explicada pelo movimento do câmbio em indústrias que importam insumos. Indústrias com força de trabalho com maior nível de escolaridade ou instrução como proporção da força de trabalho, tem elasticidades de emprego e salários menores com relação aos movimentos do câmbio.

Apesar dessas diferenças, colocam as seguintes conclusões: i) aquelas indústrias onde os trabalhadores têm maior elasticidade de oferta de trabalho com respeito a salários, tem maior ajustamento por meio do emprego e menor ajustamento via salários; ii) naquelas indústrias com maior elasticidade da demanda com respeito a salários, o salário e o emprego respondem menos às variações na taxa de câmbio; iii) aquelas indústrias com menor elasticidade de demanda de produtos, têm mais resposta a salários e emprego; iv) os efeitos de movimentos na taxa de câmbio sobre salários e emprego são crescentes em indústrias com orientação para exportação e penetração de importados e, por último, a causalidade de salários e emprego para a taxa de câmbio tem relacionamento ambíguo com indústrias que usam insumos importados.

O fenômeno da internacionalização da produção sugere que os participantes do mercado de trabalho podem ser diretamente afetados por movimentos do câmbio. Quando o câmbio aprecia, ocorre declínio da competitividade dos produtores locais, podendo forçar a perda de postos de trabalho juntamente com perda nos ganhos dos trabalhadores. Inversamente, quando o câmbio enfraquece, a demanda por trabalho cresce, pelo menos em setores expostos a concorrência internacional, expandindo seus ganhos e emprego. As flutuações do câmbio podem promover uma maior eficiência dos produtores, mas essa oportunidade pode significar instabilidade para os trabalhadores. Isto é indicado por GOLDBERG, TRACY E AARONSON (1999): segundo esses autores, para o caso da indústria americana no período de 1977-97, o movimento do câmbio tem implicações no mercado de trabalho, ao menos em algumas indústrias. Na indústria de transformação, ambos, salários e emprego, parecem ser sensíveis à taxa de câmbio embora o efeito sobre emprego possa não ser grande.

Os mesmos autores concluem que, movimentos do câmbio, especialmente apreciação, podem estar associados com alteração da instabilidade do emprego, porém, não há um único relacionamento para todas as indústrias ou sobre o tempo. Há algumas evidências de que apreciações reduzem a instabilidade, mesmo que seja esperado que os exportadores demitam. Os impactos do câmbio são específicos para setores e podem ter efeitos diferenciados dependendo do viés exportador ou importador. A análise indica que movimentos da taxa de câmbio, em geral, afetam mais a probabilidade de um trabalhador trocar de indústria do que de profissão.

Outro estudo, apesar de não sugerir uma relação com taxa de câmbio ou produtividade, é o de CHRISTOFIDES E OSWALD (1992), que determina o salário real como função da lucratividade passada das empresas e do nível de desemprego. O estudo usa microdados de 600 contratos de trabalho entre 1978-84 para o Canadá e determina o salário real como uma função crescente da lucratividade da indústria empregadora, e como uma função decrescente do nível de desemprego na região empregadora. A elasticidade lucro dos salários é aproximadamente 0,006 e a elasticidade emprego dos salários é aproximadamente $-0,08$. Uma interpretação desses resultados é que a determinação dos salários pode ser através da forma *rent-sharing*. Quando uma indústria está em um *boom*, seus trabalhadores se beneficiam através de maiores salários reais.

O desemprego é o outro lado do mercado de trabalho, age no sentido de enfraquecer o poder de barganha dos trabalhadores. Uma maior taxa de desemprego local diminui o salário real.

2.2 – SALÁRIO REAL, EMPREGO E PRODUTIVIDADE: UMA REVISÃO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Com a abertura da economia e com a reestruturação produtiva nos anos noventa, aumenta também o interesse pelo tema da produtividade. Até 1992, aproximadamente,

essa questão acompanhava estudos correlatos como a evolução de salários industriais e ajuste de emprego. A partir desse momento é que surgem textos mais específicos e inicia-se o debate sobre ganhos de produtividade. Assim, autores como AMADEO E VILLELA (1994) e FEIJÓ E CARVALHO (1994), por exemplo, afirmam que os anos noventa registram aumentos de produtividade, mas outros, como, por exemplo, SILVA et al (1994) e CONSIDERA E VALADÃO (1995), atribuem os aumentos como consequência natural do ajuste recessivo e problemas estatísticos decorrentes da terceirização da produção através da reestruturação industrial.

A partir de 1996 praticamente todos concordam que houve aumento de produtividade, mas a maioria também suspeita de superestimação dos índices devido às deficiências da pesquisa do IBGE.

A partir de então, o debate sobre produtividade se dá a respeito da qualidade das estatísticas empregadas na sua avaliação, na identificação das causas estruturais do seu aumento (como por exemplo, quais os efeitos da liberalização comercial sobre as mudanças na produtividade, estruturas de emprego e salários) e na identificação de quem se apropriou dos seus ganhos. Quanto à qualidade das estatísticas, a discussão dos prós e contras sobre o assunto parece superada. Ainda se mantém o debate referente às causas estruturais, e por fim, até aqui há falta de consenso sobre a possível explicação de salários via ganhos de produtividade.

O objetivo deste tópico é revisitar a literatura sobre produtividade, emprego e salários (já que estudos relacionando essas variáveis com a taxa de câmbio praticamente inexistem) procurando mostrar quais resultados são mais ou menos consensuais, e quais são os temas ainda em aberto na agenda de discussão.

2.1.1 - O Debate Brasileiro sobre Produtividade

A economia brasileira teve na década de noventa grandes transformações ocasionadas por diferentes processos como globalização⁷, abertura da economia, estabilização e privatizações. Estes por sua vez, interagindo entre si, impactaram no funcionamento da economia brasileira.

Em meio a estas transformações, a economia experimentou mudanças tecnológico-organizacionais que resultaram em um movimento de elevação na produtividade industrial [BONELLI E FONSECA (1998)], contribuindo para a ocorrência de mudanças significativas no mercado de trabalho brasileiro [CACCIAMALI E BEZERRA (1997)].

Até o início da década de noventa, a questão da evolução da produtividade, aparecia como complemento a outros estudos. Nos anos oitenta, um dos primeiros estudos (dos poucos tratando do tema) foi o de BRAGA E ROSSI (1989), onde os autores analisam a produtividade total dos fatores (PTF) de 21 setores da indústria de transformação brasileira, no período de 1970-83, onde concluem que tal indústria não obteve progresso técnico e melhoria das práticas gerenciais.

Na década de noventa, um dos primeiros trabalhos é o de CHAHAD E LUQUE (1992) ainda referente à década de oitenta⁸, onde fazem uma comparação dentro dos dois períodos recessivos da década, a saber, 1980-83 e 1987-90, avaliando a questão da produtividade e salário real nos setores da indústria brasileira de transformação. Os autores perceberam dois tipos de ajuste no mercado de trabalho, um em cada período de recessão. O ajuste no período de 1980-83 foi mais forte na redução do emprego e da jornada de trabalho do que no segundo período. Apesar disso, concluem que nos dois

⁷ Globalização é entendida aqui como a revolução tecnológica, financeira e comercial pela qual vem passando a economia internacional.

⁸ Nesse ano também publicou-se o artigo “Growth and productivity in brazilian industries, impacts of trade orientation” de BONELLI (1992). O texto explora o relacionamento entre as mudanças na PTF, crescimento do produto e variáveis relacionadas para orientação de comércio no período de 1975-85.

períodos houve correlação entre produtividade e emprego. Ou seja, aumento de produtividade e aumento de salário real (primeiro período) bem como, queda de produtividade e queda de salário real (segundo período). Porém, os autores fazem uma ressalva quanto a este último período, o qual necessitaria de um melhor estudo.

Depois deste estudo, a questão “produtividade” esteve em voga na década de noventa, com uma série de discussões sobre o tema, existindo de início, um tom de controvérsia quanto a aumentos de produtividade, bem como se houve realmente mudança estrutural na sua taxa de crescimento.

Para SILVA et al (1994), é pouco plausível a hipótese de que os ganhos de produtividade ocorreram de forma generalizada. O ajuste estrutural teria sido decorrência natural do ajuste recessivo que fora observado no período 1981-83. Dois argumentos são usados para contrapor tal hipótese. Primeiro, não seria possível acreditar em mudanças na tecnologia produtiva sem investimento, já que as suas taxas declinaram até 1992. Em segundo, não seria possível crer que mudanças estruturais tenham decorrido apenas de um súbito ataque de racionalidade econômica, cortando empregados desnecessários e dando maior ênfase nos custos.

Complementando os argumentos de SILVA et al (1994), CONSIDERA E VALADÃO (1995) colocam que o movimento de elevação da produtividade iniciado em 1991 estaria refletindo três fenômenos: dois de ordem econômica (um ajuste natural recessivo e um aumento efetivo da produtividade, decorrente da reorganização da produção) e um meramente estatístico, decorrente da reestruturação industrial através da terceirização da produção. Conforme os autores, inicialmente a opinião aceita é de que os ajustes estruturais observados na produção seriam fenômenos localizados. Posteriormente, a tese de um fenômeno generalizado ganhou corpo. Segundo os autores, essa tese parece pouco provável, pelo menos quanto ao grau de generalidade.

Também, COUTINHO (1997) fazendo uma análise pós Plano Real, enumera condições de fragilidade conjuntural da economia brasileira que, por sua vez, tendem a agravar as fragilidades estruturais e a causar crescente retrocesso industrial em muitos

setores. Segundo ele houve retrocesso em todos os complexos industriais mais sofisticados e com maior valor agregado e maior dinamismo tecnológico. Tal retrocesso foi chamado pelo autor de “especialização regressiva”. Cabe ressaltar, que o autor faz uma análise detalhada do impacto da abertura e do Plano Real na indústria brasileira, mas não faz menção alguma sobre a questão “produtividade”.

Em outro *front*, autores colocam os ganhos de produtividade explicados por um importante componente estrutural ligado à reestruturação produtiva.

FEIJÓ E CARVALHO (1994) são um dos primeiros nessa direção, ao afirmar que transformações conjunturais sinalizam para uma nova realidade em termos de processos de produção e de organização da produção. Contribui para isso a abertura da economia, que tem incentivado as empresas a se modernizarem e a adotar novas técnicas. Isso promoveu alterações estruturais nas empresas, ou seja, um novo paradigma tecnológico gerencial.

AMADEO E VILLELA (1994) em estudo sobre crescimento da produtividade e geração de empregos na indústria brasileira observam o comportamento do custo unitário do trabalho (CUT) e sua relação com a produtividade [como a taxa de auto-suprimento (TAS) do gênero industrial⁹] sinalizando, pelo menos em parte, para o processo de reestruturação da indústria brasileira.

Nessa direção, temos ainda, SABOIA E CARVALHO (1997) e SALM, SABOIA E CARVALHO (1997), trabalhos que concluem que realmente houve forte crescimento da produtividade na primeira metade dos anos noventa e que tal comportamento está associado à introdução de um conjunto amplo de métodos de gestão da produção para aumento da competitividade das empresas.

Também, BONELLI E FONSECA (1998) calculam a produtividade total dos fatores (PTF) para o agregado da economia brasileira, para a indústria de transformação e para a agricultura, entre 1970-97. A PTF agregada apresentou altas taxas de crescimento

⁹ Taxa de auto-suprimento(TAS) do gênero industrial é dada por $TAS=Q/D=1+(X-M)/D$, onde Q=produção doméstica, X=exportação e M=importação

nos primeiros anos da década de setenta com taxa média de 3,7% entre 1971-73, de 1974-80 a taxa foi de apenas de 1,5% ao ano, na recessão 1981-83 cai ainda mais, 1% ao ano, e chegando a taxa quase zero em 1989. No período de 1990-92, diminui o insumo trabalho mais que proporcionalmente ao capital, acelerando o crescimento da PTF em relação aos anos finais de 1980. Entre 1990-96, a taxa média chega a 2,71% a.a. (ou 2% a.a. dependendo da fonte dos dados usados (ver quadro 2 abaixo). Para os autores, a PTF explicaria em média, 31% do crescimento do produto potencial nas últimas três décadas. Para os anos posteriores a 1990, a quase totalidade do produto potencial (dois terços) seria explicada pelo crescimento da produtividade. Para a indústria de transformação a PTF cresceu em média 5% a.a. entre 1993-97. A produtividade da mão de obra explicaria a grande maioria do ganho assinalado. Os autores concluem que não só a produtividade agregada cresceu, mas também a PTF industrial.

Mudando o tom dos seus primeiros argumentos¹⁰, CONSIDERA (1996) afirma que a produtividade industrial cresceu 7,5% em média ao ano. Este número, segundo o autor, certamente contém sobre-estimação, devido a problemas de mensuração tanto do emprego como do valor adicionado, mas a produtividade, certamente elevou-se substancialmente entre 1990-95. Ainda, em outro estudo, CONSIDERA (1998), verifica a evolução da produtividade entre 1990-96, à luz dos dados das Contas Nacionais (CN), da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF) e Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais (PIM-DG) para dados de emprego. Pelas CN, a produtividade cresceu, tanto para a indústria geral como para a de transformação, a uma taxa média próxima de 5% a.a. (ver quadro 2 abaixo) que, embora alta, é substancialmente menor que a da PIM, que foi de 8,7% a.a para a indústria geral e 8,2% a.a. para a de transformação. Para a indústria de transformação, usando a PME para refletir o emprego, as taxas foram de 50,1% ou 7% a.a. Assim, mesmo com todos os problemas com os dados da pesquisa do IBGE, trata-se de um resultado significativamente elevado, mesmo em comparação com a década de 70 na qual a produtividade cresceu em média 2,56% ao ano.

¹⁰Ver CONSIDERA E VALADÃO (1995) acima.

ROSSI JR E FERREIRA (1999) em estudo também da PTF na indústria de transformação no período 1994-97, colocam que houve ganho de produtividade em todos os setores e, por isso, afirmam que houve mudança estrutural na economia com ganhos generalizados. Mudanças não somente no nível da taxa de crescimento como também universalização dos ganhos. O crescimento da PTF anual teria sido de 2,15%, e para a produtividade do trabalho teria sido de 7,09% no conceito produção física por horas pagas e 6,95% no conceito produção física por pessoas ocupadas.

Conforme BONELLI (2002), apesar do baixo crescimento médio do PIB experimentado nos anos de 1991/2000 (2,81% a.a.), o período foi caracterizado por ganhos de produtividade (média anual de 7,75%), o que representou uma inversão em relação à década de 1980. A participação da produtividade do trabalho foi a maior fonte de crescimento do PIB no período, cerca de 37,1%.

Utilizando os dados da Contas Nacionais (CN), FEIJÓ (2003), afirma que o PIB brasileiro cresceu a 2,5% a.a. em média, índices inferiores a ciclos de expansão anteriores, mas esse crescimento se deu com a retomada do crescimento da produtividade da economia (média de 1,7% a.a.). Para o PIB da indústria de transformação, a taxa média foi de 1,8% a.a. com a produtividade crescendo a 2,1% a.a. (ver quadro 2 abaixo). Como o crescimento do produto agregado foi baixo, houve queda do emprego em diversos setores da economia. Um exemplo seria a indústria de transformação, com elevada taxa de crescimento da produtividade, mas com retração do emprego (-0,2% a.a.). Em resumo, a crescimento da produtividade se deu porque o produto cresceu, mas o emprego ficou praticamente estagnado.

CAVALHEIRO (2003), através da técnica *shift share* coloca a contribuição de cada setor (das 42 atividades produtivas por ele estudadas) para as mudanças na produtividade agregada do trabalho. No primeiro período estudado, ou seja, 1990-94, as contribuições setoriais para o crescimento da produtividade agregada do trabalho foram desiguais. O aumento da produtividade agregada do trabalho, de pouco mais de 42% do valor adicionado pelos setores em 1990, foi igual ao aumento da produtividade da

economia. No segundo período, 1994-98, a desigualdade reduziu-se levemente sugerindo que o crescimento da produtividade foi mais uniforme. Aproximadamente 63% do valor agregado (VA) dos setores foram responsáveis pelo aumento da produtividade, com notável queda do peso da indústria intensiva em tecnologia e capital no crescimento da produtividade. O último período, 1998-00, é atípico, mostrando que aproximadamente 30% do valor adicionado dos setores contribuíram positivamente para aumento da produtividade do trabalho, enquanto que os restantes 70% tiveram contribuição negativa. O crescimento percentual da produtividade nos períodos foi de, 20,88 de 1990-94, 11,66 de 1994-98 e, de -5,53 de 1998-2000.

O autor conclui que para a década, como um todo, o crescimento maior de alguns setores – refletindo maior desigualdade da contribuição setorial – foi importante para explicar o pequeno aumento da produtividade agregada do trabalho no período. Cerca de 41% do VA dos setores (correspondendo a 18 setores) respondeu pelo aumento total da produtividade.

Estudos avaliando a questão, como os de ROSSI JR E FERREIRA (1999), em concordância com BONELLI E FONSECA (1998), observam que após 1993 a produtividade continuou a crescer consideravelmente, evidenciando-se o fato de que houve alterações estruturais no padrão de eficiência na indústria brasileira.

Com relação à mudança estrutural, AMADEO E SOARES (1996) desenvolvem um estudo sobre a série produtividade horária da indústria brasileira, avaliando o período entre janeiro de 1985 e abril de 1995, e concluíram que esta parece ter sofrido uma transformação de caráter estrutural. Por trás dessa mudança de comportamento da produtividade estaria a alteração de alguma variável relevante que anteriormente estivesse estabilizada. A mudança estrutural chama a atenção para o fato de que algumas variáveis, que até 1990 não estavam exercendo sua influência sobre a produtividade horária, têm sido, a partir de então, um de seus determinantes básicos. As evidências são de que a abertura da economia e suas conseqüências sobre a organização da produção nas firmas, em todos os sentidos, mudaram a relação entre o produto e insumo trabalho.

Também, CACCIAMALI E BEZERRA (1997) analisando os gêneros da indústria, encontram mudança de declividade da série de produtividade do trabalho.

Um resumo dos argumentos do debate brasileiro sobre ganhos de produtividade na indústria brasileira é apresentado no quadro 1, onde verificamos, a partir de 1996, que a maioria dos autores concordam (em maior ou menor grau) com tal hipótese, apesar de diferenças na magnitude das taxas, metodologias e fontes de dados usadas para o cálculo da produtividade na década de noventa como colocado no quadro 2.

QUADRO 1 – GANHOS DE PRODUTIVIDADE NA ECONOMIA BRASILEIRA SEGUNDO OS DISTINTOS AUTORES

Autores	Ganhos de Produtividade
SILVA et al (1994)	Não (devido ajuste recessivo natural)
CONSIDERA E VALADÃO (1995)	Não de forma generalizada, apenas localizada (devido ajuste recessivo natural e o fenômeno da terceirização)
COUTINHO (1997)	Não faz menção
FEIJÓ E CARVALHO (1994)	Sim (novos processos de produção e de reorganização)
AMADEO E VILLELA (1994)	Sim (reestruturação da indústria brasileira)
SABOIA E CARVALHO (1997) e SALM, SABOIA E CARVALHO (1997)	Sim (novos métodos de gestão da produção e aumento da competitividade das empresas)
BONELLI E FONSECA (1998)	Sim (grande parte do produto potencial seria explicado pela produtividade)
CONSIDERA (1996) e (1998)	Sim (mesmo com os dados contendo sobreestimação)
ROSSI JR E FERRERA (1999)	Sim (mudança estrutural e ganhos generalizados)
BONELLI (2002)	Sim (uma inversão em relação à década de 80)
CAVALHEIRO (2003)	Sim (pequeno aumento e de maneira desigual)
FEIJÓ (2003)	Sim (produto cresceu e emprego ficou estagnado)
AMADEO E SOARES (1996)	Sim (mudança estrutural na série produtividade)
CACCIAMALI E BEZERRA (1997)	Sim (mudança estrutural na série produtividade)

FONTE: elaborado pelo autor

QUADRO 2 - ESTIMATIVAS DA TAXA DE CRESCIMENTO PERCENTUAL MÉDIA ANUAL DA PRODUTIVIDADE, SEGUNDO OS DISTINTOS AUTORES

Autores	Anos	Indústria(1)	PT(2)	PTF(3)	Fonte dos dados (4)
AMADEO E VILLELA (1994)	90-92	IT	7,08 (5)		PIMs
SABOIA E CARVALHO (1997) e SALM, SABOIA E CARVALHO (1997)	90-95	Geral	≅ 7,0 (5)		PIMs
CACCIAMALI E BEZERRA (1997)	90-95	IT	8,15 (6)		PIMs
ROSSI JR E FERRERA (1999)	90-97	IT	7,09 (6) 6,95 (5)	2,15	PIMs
BONELLI E FONSECA (1998)	93-97	IT		5,0	PIMs
	91-97		8,50 (6)		PIMs
CONSIDERA (1998)	90-96	Geral	8,70 (5)		PIMs
		IT	8,20 (5)		
		Geral	5,04 (7)		CN
		IT	4,8 (7)		
BONELLI (2002)	90-00	IT	7,75 (5)		PIMs
CAVALHEIRO (2003)	90-00	Geral	2,75 (7)		CN
FEIJÓ (2003)	91-01	IT	2,10		CN

FONTE: Elaborado pelo autor

NOTAS: (1) IT = Indústria de Transformação, (2) Produtividade do trabalho, (3) produtividade total dos fatores, (4) PIMs são PIM-PF ou produção industrial mensal - produção física e PIM-DG ou produção industrial mensal - dados gerias para emprego, e CN = Contas Nacionais, (5) produção física dividido por pessoal ocupado, (6) produção física dividido por horas pagas, (7) produção por pessoal ocupado.

A magnitude das taxas de crescimento da produtividade do trabalho na indústria brasileira, mesmo com todos os problemas que possam conter os dados do IBGE, parecem estar acima da média anual histórica [2,9% segundo BONELLI (2002)] independente da fonte e nível de indústria utilizada. Por isso, parece não haver dúvida quanto aos ganhos de produtividade. As taxas de FEIJÓ (2003) e CAVALHEIRO (2003) são menores, talvez devido ao período ser mais longo do que o analisado pelos outros autores, onde engloba a desaceleração da taxa de crescimento econômico após as crises da Ásia em 97, e Rússia 98. Se junta a isso, a incerteza macroeconômica com relação à taxa de juros que mantinha o baixo crescimento e restringia os investimentos em produção.

Portanto, parece que o que se passa na indústria brasileira nos anos noventa, é o indicado por FRANCO (2000), ou seja, uma profunda reorientação do “modelo econômico”, segundo a qual algumas reformas importantes – abertura conjugada com a

privatização, a estabilização e o retorno do investimento direto estrangeiro – mudaram fundamentalmente as condutas dos agentes econômicos. Na expressão de BONELLI E FONSECA (1998), a “modernização defensiva” resultou em consideráveis taxas de crescimento da produtividade na busca de maior competitividade.

2.2.1 - Salário, Produtividade e Emprego: Suas Relações e o que Dizem os Estudos sobre a Indústria Brasileira.

2.2.1.1 - Produtividade versus salários

Os ganhos de produtividade, em tese, ajudam a explicar os ganhos salariais. Apesar de não fazer inferências empíricas, FRANCO (1998)¹¹ aponta para um contraste pós Plano Real em relação a experiências anteriores para a economia brasileira, qual seja, parte do crescimento da produtividade é apropriada pelos salários.

Também seria o caso, segundo CHAMON (1998), para o período de 1990-96 apesar das estimativas estarem viesadas para cima devido a problemas de sub-contratação e penetração de importados de bens intermediários. Analisando a evolução dos salários reais e valor real da produção dividido pelo número de horas pagas, revelou-se uma forte associação entre as duas variáveis, sugerindo que o trabalho era dado pela participação nos ganhos e que esse aumento no valor da produção do trabalho proporciona uma resposta satisfatória para os ganhos nos salários. Mais ainda, que os salários reais aumentaram em todos os setores da indústria desde o início da década.

Também, nesse âmbito, BONELLI E FONSECA (1998) colocam duas indicações de que os salários se apropriaram dos ganhos de produtividade. Uma seria a associação existente entre as séries evolução dos salários reais e do valor da produção real dividido pelo número de horas pagas. Isso sugeriria que a mão de obra se apropriou, ainda que parcialmente, dos ganhos de produtividade. Outra indicação seria a tendência crescente da

¹¹ Trabalho escrito em junho de 1996 e publicado na íntegra como documento na REP em 1998.

participação da folha salarial no valor da produção. Em análise da participação da folha salarial no valor da produção ou, se quisermos, do salário-produto médio na produção real por empregado (média móvel 12 meses), no período de janeiro de 1986 a janeiro de 1998, os autores, novamente denotam que os salários apropriaram-se dos ganhos de produtividade¹².

Porém, FEIJÓ E CARVALHO (1999), usando dados das Contas Nacionais, mostram que a participação dos salários no valor agregado da indústria cai de 31,2% em 1990 para 21,8% em 1997. Concluem assim, que os salários não devem ter se apropriado dos ganhos de produtividade. Para conferir este resultado, utilizam a correlação estatística entre a evolução da produtividade e do rendimento médio, de 1990 a 1997, tanto dos empregados quanto dos empregadores da indústria. Os índices encontrados foram muito baixos e não significativos. Em outro artigo mais recente, FEIJÓ E CARVALHO (2000), os autores também fazem correlações entre a evolução da produtividade a preços correntes e constantes com a participação do salário no valor agregado, entre 1990-97, para comprovar a não apropriação por parte dos salários dos ganhos de produtividade. Os resultados foram, respectivamente, de -0,44% a 1% de significância e de -0,82% a 1% de significância. Ou seja, significativas e negativas as correlações entre ganhos de produtividade e ganhos salariais. Concluem, novamente, que há fortes evidências de que não foi o salário o beneficiário dos ganhos de produtividade.

Outro estudo avaliando a relação entre produtividade e salários é o de BONELLI (2002), cobrindo 42 setores da economia no período de 1990-00. Ele tentou responder a pergunta de quem se beneficiou dos ganhos de produtividade em tal década, a saber, consumidores, trabalhadores ou firmas. Quanto aos trabalhadores, na comparação de salários reais e/ou produto/salários e produtividade, não houve resposta clara sobre os benefícios. Alguns tiveram ganhos em termos de salário real, outros perdas e, ainda, aqueles que, em 2000, mantiveram o mesmo nível relativo a 1990.

¹² Os autores fazem ressalvas que o salário médio assim retratado sofre de todos os problemas usuais relacionados ao efeito-composição: aumenta sempre que a dispensa de mão de obra atinge relativamente mais o pessoal de salários mais baixos.

SOUZA NETTO (2003) investiga a relação entre as séries produtividade do trabalho (Produção Física/Horas Pagas) e salário real para a indústria de transformação na década de noventa. Divide a década em dois períodos, pré e pós Plano Real (janeiro de 1990 a junho de 1994, e julho 1994 a dezembro 2000). Os resultados encontrados foram de contribuição da produtividade para explicar salário real, no primeiro período, e não foi possível analisar o segundo período devido à diferença na ordem de integração das séries. Para o período como um todo, também não houve co-integração ou relação de equilíbrio de longo prazo mostrando que não há relação entre as variáveis.

ARBACHE E CORSEUIL (2001) investigam se o processo de liberalização comercial pelo qual passou a economia brasileira desde fins da década de oitenta afetou as estruturas de emprego e de salários interindustriais para o período de 1987-98. De um lado, a liberalização promoveu aumento de salários relativos dos trabalhadores das indústrias mais afetadas pelas importações, o que teria ocorrido através de forte modernização e aumento da produtividade. Como essas indústrias enfrentam maior concorrências depois da abertura, procuram modernizar-se, tendo, inclusive, que repartir os ganhos de produtividade com os seus trabalhadores. De outro lado, a liberalização reduziu os salários relativos dos trabalhadores das indústrias mais voltadas às exportações. Essas indústrias eram mais competitivas e podiam pagar prêmios salariais, no entanto, estes foram reduzidos.

Um resumo da possível explicação de salários na indústria brasileira via ganhos de produtividade é colocado no quadro 3, abaixo:

QUADRO 3 – PRODUTIVIDADE E SALÁRIOS, SEGUNDO OS DISTINTOS AUTORES.

Autores	Período de análise	Produtividade explica salários	Variável de comparação com produtividade
FRANCO (1998)	Pós Plano Real (94-96)	Sim	
CHAMON (1998)	90-96	Sim	Salário real
BONELLI E FONSECA (1998)	86-98	Sim	Participação da folha salarial no valor da produção
FEIJÓ E CARVALHO (1999) E (2000)	90-97	Não	Participação do salário no valor agregado
BONELLI (2002)	90-00	Não há padrão definido	Salário real
SOUZA NETTO (2003)	90-94	Sim	Salário real
	94-00	Não	
	90-00	Não	
ARBACHE E CORSEUIL (2001)	87-98	Não para setores exportadores e sim para setores importadores	Dados da PNAD

FONTE: Elaborado pelo autor

Assim, os ganhos de produtividade foram distribuídos para salários de acordo com FRANCO (1998), CHAMON (1998) e BONELLI E FONSECA (1998). Para SOUZA NETTO (2003) tal hipótese ocorreu no período 1990-94, mas não de 1994-00 e nem para o período inteiro, ou seja, 1990-00. Para FEIJÓ E CARVALHO (1999) e (2000), tal distribuição não deve ter ocorrido, e para BONELLI (2002) não há padrão definido para que se possa afirmar que a distribuição dos ganhos de produtividade tenha se revertido para os salários nos 42 setores da economia brasileira. Por último, ARBACHE E CORSEUIL (2001) encontram ganhos salariais para alguns setores (setores afetados por importações) e perda para outros (setores ligados à exportação).

Uma observação a ser feita é que as conclusões de ARBACHE E CORSEUIL (2001) para a indústria brasileira podem ser associadas com as conclusões de CAMPA E GOLDBERG (2001) para o caso da indústria americana. Estes encontraram ganhos salariais para setores que importam insumos em concordância com os primeiros. Porém, há desacordo nos setores ligados à exportação, que registra ganhos salariais para o caso dos EUA e perda para o caso brasileiro.

Portanto, não há um padrão de distribuição dos ganhos de produtividade para salários na indústria brasileira. Ao que parece, a distribuição se deu de forma específica para cada setor, com ganhos para alguns e perdas para outros, sem que a evolução da produtividade possa explicar esses movimentos.

2.2.1.2 - Emprego versus salários

Voltemo-nos agora para relação clássica entre salários e emprego. CHAMON (1998) coloca que, historicamente emprego e salários movem-se juntos na indústria seguindo caminho similar que o da produção. Porém, segundo o autor, esse padrão foi quebrado em 1991. Os salários começaram a crescer com uma tendência definida ao mesmo tempo em que o emprego manteve-se em queda. Depois do início da recuperação econômica em 1993, a produção industrial iniciou tendência crescente similar aos salários. Do início da década até o fim de 1996 o emprego caiu 37%, ao mesmo tempo em que o salário médio cresceu 22%.

CAMARGO, NERI E REIS (1999) analisando o mercado de trabalho entre 1990-98 colocam que, no período 1990-94, ocorreu queda no emprego industrial, mas que a mudança de preços relativos a favor dos setores produtores de bens comerciáveis, principalmente a indústria, permitiu que os rendimentos reais dos trabalhadores deste setor não caíssem. O período de 1994-98 foi caracterizado por aumento dos rendimentos reais dos trabalhadores em todos os setores da atividade econômica e queda do emprego no setor industrial. A taxa de desemprego caiu logo no início do processo de estabilização devido ao aumento da demanda gerado pela drástica redução da taxa de crescimento dos preços, passando a aumentar a partir dos efeitos da crise do México.

Para a indústria manufatureira, um dos pontos destacados por ARBACHE E COURSEUIL (2001) é que, a penetração das importações parece estar associada mais às alterações no emprego, enquanto intensidade de exportação parece estar mais associada às

variações nos salários relativos. A redução do emprego na indústria foi devido ao aumento das importações ou substituição de produtos domésticos por estrangeiros. As importações afetaram mais o emprego das indústrias que empregam trabalhadores menos qualificados ocorrendo quedas nos seus ganhos. Por outro lado, a pressão de importações exerceu importante efeito nas indústrias que empregam trabalho mais qualificado, havendo ganhos de produtividade e de prêmio salarial. Os ganhos deste último teriam ocorrido via repasse de parte dos ganhos de produtividade. Já nos setores ligados a exportação, a diminuição da apropriação pelos trabalhadores parece estar associada ao aumento de competitividade para ganhos de mercados externos, que se daria, ao menos parcialmente, através de corte de custos salariais.

Assim, como sugerem os autores, queda no emprego não significou queda nos ganhos salariais na indústria brasileira. Outros fatores que não o desemprego afetaram os salários, onde temos como candidatos a liberalização comercial via aumento da concorrência e introdução de novas formas de organização do trabalho juntamente com o comportamento da taxa de câmbio na década de noventa.

2.2.1.3 - Emprego versus produtividade

VILLELA E SILVA (1994) avaliam os efeitos dos ganhos de produtividade sobre o nível de emprego a partir de 1990 e alertam que não existe uma relação direta entre os dois fenômenos. Verificaram que, para a indústria de transformação, em 5 dos 16 setores houve ganhos de produtividade acima da média, ao mesmo tempo em que o nível de emprego se reduziu menos que a média, atestando a possibilidade de coexistirem melhorias de eficiência com manutenção ou, ao menos queda relativamente menor, do nível de emprego.

Segundo RAMOS E REIS (1997), o aspecto mais marcante do ajustamento observado no início da década de noventa, está ligado ao nível de emprego no setor

industrial. O esforço da indústria em resposta ao processo de abertura comercial envolveu as reestruturações organizacionais e produtivas das empresas, passando pelo enxugamento dos quadros de pessoal. O resultado foi uma redução no nível de emprego no setor industrial em torno de 25% desde o início de 1991 até o penúltimo trimestre de 1996. Em contrapartida a produtividade, enquanto relação *quantum* produzido/emprego aumentou cerca de 60%¹³.

BONELLI E FONSECA (1998) analisam a relação entre variação do emprego e variação da produtividade industrial no período de 1993-97, isolando os efeitos da recessão de 1990-92, e concluem que ocorre correlação relativamente pequena entre as variáveis. Tanto a variância intersetorial do emprego explicada pela variância intersetorial da produtividade (16%), quanto a recíproca (18%), são explicações pequenas, além de não haver causalidade entre tais variações. Assim, outras forças, que não os ganhos de produtividade, tiveram influência não desprezível na determinação das variações do emprego.

CAVALHEIRO (2003) divide a década de noventa em 3 períodos e decompõe a evolução da produtividade do trabalho e as mudanças na estrutura de trabalho por setores da economia através da técnica *shift share*. No período de 1990-94, para a economia como um todo, a produtividade do trabalho cresceu 5,65% de acordo com a técnica utilizada. Se não houvesse transferência de mão de obra para outros setores a taxa poderia ter sido de 16,8%. No segundo período, 1994-98, o crescimento da produtividade foi superior ao período anterior (8,23%). O crescimento hipotético também teria sido maior (12,35%) se não houvesse mudanças estruturais na participação da força de trabalho nos diversos setores da economia. Nesse período a valorização cambial pode ter contribuído para produzir uma redução mais intensa da produção do que a diminuição do pessoal ocupado reduzindo, assim, a produtividade do trabalho. O período 1998-00 caracterizou-

¹³ Os autores fazem menção de que, este aumento pode estar superestimando, refletindo a terceirização de algumas atividades e substituição de insumos domésticos por importados.

se por queda da produtividade do trabalho (-2,09%), determinada basicamente pelo aumento de pessoal ocupado.

O autor conclui, em linhas gerais, que em todos os períodos as mudanças na estrutura do trabalho não contribuíram para aumentar a produtividade do trabalho, pelo fato de que a mão de obra transferiu-se de setores mais produtivos e com maior crescimento da produtividade para setores menos produtivos e com menor crescimento da produtividade. As mudanças na estrutura do trabalho atuaram mais no sentido de arrefecer a taxa de crescimento da produtividade do trabalho. Mais ainda, as mudanças estruturais na ocupação da mão de obra é que atuaram mais no sentido de reduzir a produtividade do trabalho.

FEIJÓ E CARVALHO (2000) discutem que variável explica melhor as mudanças na produtividade, produção ou emprego. Utiliza-se de diversas fontes de dados, Contas Nacionais (CN 1990-97), PIM (1989-97) para indústria em geral e de transformação, e PIA (1989-95-valores nominais e 1990-95- valores reais). Quanto às CN, o crescimento da produtividade está correlacionado com o aumento da produção e com a queda do emprego, e não há correlação entre produção e emprego. Com as PIMs, a produtividade se correlaciona com aumento da produção e queda do emprego quando se considera a Indústria Geral. Quando se considera a Indústria de Transformação, a correlação aumenta entre produtividade e produção e a associação com emprego deixa de ser significativa. Observa-se, também, correlação entre produção e emprego. Nas PIAs a produtividade correlaciona-se com valor de transformação industrial (VTI) mas não com emprego. Como nas CN, não há correlação entre produção e emprego.

Conforme os autores, quanto às correlações entre produção e emprego, os resultados das PIMs não coincidem com os das CN e com os da PIAs, deixando as questões da produtividade e emprego e produção e emprego, em parte, ainda em aberto. Mas não há dúvida de que é muito significativa a coincidência entre os resultados das CN e os da PIA. Há evidências, portanto, de que o movimento da produção nos anos noventa, independe da evolução do emprego. O fato de o aumento da produtividade estar mais

claramente associado à variação da produção do que a do emprego estaria de acordo com a lei de Kaldor-Verdoorn¹⁴.

Portanto, parece não haver causalidade entre ganhos de produtividade e queda no emprego, havendo outras forças influenciando a determinação das variações do emprego já que, conforme FEIJÓ (2003), a produtividade cresceu à taxas médias menores (1,7% a.a.) que a do PIB (2,5% a.a) e a expansão do emprego foi fraca na década de noventa (0,9% a.a.)¹⁵. As transformações que se processaram na estrutura produtiva do país com realocação de mão de obra, em particular da indústria para o setor de serviços, juntamente com baixo crescimento econômico da década, proporcionaram um baixo crescimento do emprego.

2.3 - Considerações Finais

Com relação ao tema dos ganhos de produtividade, depois de 1996, o consenso direciona-se na ocorrência de aumentos importantes de produtividade na indústria brasileira. Mesmo autores que, primeiramente não registram tal hipótese [(CONSIDERA E VALADÃO (1995)], reconhecem, posteriormente, que ela efetivamente ocorreu [CONSIDERA (1996) e (1998)].

A sintonia entre os autores quanto aos ganhos de produtividade, não é encontrada quando se discute quem se beneficiou desses aumentos: não há consenso quanto ao padrão de distribuição da produtividade para o salário. Ao que parece, os benefícios se deram de forma específica e em diferentes magnitudes para cada setor, sem estar relacionados de forma sistemática ao comportamento da produtividade.

Um dos motivos da falta de consenso pode ser a qualidade dos dados, assim como na dificuldade de controlar a influência de outros fatores como a estabilização de preços, taxa de câmbio, privatização e desregulamentação de mercados, entre outras políticas adotadas na década de noventa, que podem ter influenciado significativamente o mercado

¹⁴ Sobre a lei de Verdoorn ver MACCOMBIE E THIRLWALL (1994).

¹⁵ A autora usa dados das Contas Nacionais (CN).

de trabalho e o comportamento dos preços relativos. Contribuiria para isso, ainda, a não disseminação por todo o tecido industrial de novos métodos de gestão empresarial e incorporação de novas técnicas, o que teria se concentrado em empresas maiores e setores mais dinâmicos.

Assim, estudos envolvendo a influência de variáveis macroeconômicas, como taxa de câmbio real e o emprego na economia, poderiam oferecer uma contribuição interessante à análise da evolução do salário real na década dos noventa. O estudo empírico realizado no próximo capítulo avança precisamente nessa direção.

3 – METODOLOGIA E DISCUSSÃO SOBRE AS RELAÇÕES EMPÍRICAS ENTRE SALÁRIO REAL, TAXA DE CÂMBIO, TAXA DE DESEMPREGO E PRODUTIVIDADE

Muitos trabalhos debateram a existência ou não de ganhos de produtividade na década de 90, até que se chegassem ao consenso em prol dos seus ganhos. Depois a discussão voltou-se para sua distribuição para salário ou para lucros. Considerando a variável de interesse, ou seja, salário, vem do capítulo anterior que não houve um consenso ou um padrão da explicação salarial via produtividade. Também, que uma queda no emprego parece não ter significado queda nos ganhos salariais na indústria brasileira, bem como, não ter havido causalidade entre emprego e produtividade, ou seja, aumentos de produtividade parecem não ter causado desemprego.

No capítulo primeiro, Carlin e Soskice colocam que os salários também guardam uma relação com a taxa de câmbio real. Como os trabalhos relacionando salários, produtividade, emprego e câmbio praticamente inexistem para o caso da indústria brasileira, este capítulo tem o propósito de analisar os dados que caracterizam essas variáveis através de um instrumento que deixa os dados “falarem por si só” com o objetivo de investigar se uma variável tem capacidade de gerar um ciclo de crescimento e, posteriormente, transmiti-lo para as demais variáveis.

A abordagem empírica está baseada na estrutura de um modelo de auto-regressão vetorial (VAR) que objetiva a análise da trajetória das variáveis e a sua explicação de uma sobre as outras. Mas, antes da abordagem baseada pelo modelo VAR estar-se-á interessado em responder a questão levantada no capítulo primeiro que era: os salários reais são ou não pró-cíclicos na indústria brasileira. A resposta a essa questão é objeto da seção que segue.

3.1 - OS SALÁRIOS SÃO PRÓ-CÍCLICOS?

Na tentativa de responder a questão de se os salários são ou não pró-cíclicos podemos relacionar seu comportamento com o comportamento do PIB. Como não há dados mensais disponíveis para o PIB, utiliza-se como alternativa (*proxy*) para essa variável o uso da série Produção Física Industrial do IBGE. Se ocorrer uma relação positiva entre salários reais e PIB, há uma indicação de que eles são pró-cíclicos, caso contrário, não¹⁶. Formalmente:

$$wr = \alpha Y^\beta \quad (32)$$

Ou em logaritmos,

$$\log wr = \log \alpha + \beta \log Y \quad (33)$$

onde wr representa os salários reais, Y o PIB e α e β são parâmetros desconhecidos. Os dados para a verificação do relacionamento das variáveis dessa equação são a série número índice de base fixa com ajuste sazonal para a produção industrial – indústria geral (Base: média de 1991=100) fornecido pelo IBGE como *proxy* do PIB e, para o salário real, utiliza-se a série salário contratual médio real também do IBGE. Os dados são mensais, para o período de janeiro de 1990 a dezembro de 1998, e com o uso das séries em logaritmos.

Analisando as séries verifica-se que tanto a série Produção Industrial (PI) quanto a de salário real são estacionárias em primeira diferença e, além disso, as séries co-integram como mostrado na tabela abaixo (ver ANEXO 1 para todos os resultados)¹⁷. O teste de co-integração considera intercepto, mas não tendência.

¹⁶ Todos os resultados são feitos usando o pacote Eviews 3.1.

¹⁷ O conceito de co-integração será abordado mais à frente.

TABELA 1 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ADF) NO NÍVEL DE 5% DE SIGNIFICÂNCIA PARA PRODUÇÃO INDUSTRIAL (LOGPI) E SALÁRIO REAL (LOGWR)

Variável 1990:01 a 1998:12	ADF(τ_r)- 3,45	Com constante	Com tendência	Ordem de Integração
<i>PI</i>	-2,62 (5)	sim	sim	I(1)
<i>wr</i>	-2,29 (3)	sim	sim	I(1)
ΔPI	-6,02 (5)	não	Não	I(0)
Δwr	-8,34 (3)	sim	não	I(0)

FONTE: dados da pesquisa; (Δ) representa a série em primeira diferença.

NOTA: Os dados entre parênteses representam as defasagens do modelo ADF.

TABELA 2 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO PARA PRODUÇÃO INDUSTRIAL (LOGPI) E SALÁRIO REAL (LOGWR).

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.143268	16.94222	15.41	20.04	None *
0.009809	1.015361	3.76	6.65	At most 1

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

FONTE: dados da pesquisa

Sendo a equação de co-integração igual a:

$$\log wr = -10,9 + 2,17 \log PI \quad (34)$$

Como as séries co-integram e o coeficiente da equação de co-integração é positivo, temos uma indicação de que o salário real é pró-cíclico. Assim, o crescimento dos salários está ligado diretamente ao crescimento do produto.

Todavia, a relação anterior deve ser interpretada com cuidado, já que existem outras variáveis afetando o comportamento do salário real. Com efeito, a produtividade do trabalho, a taxa de câmbio real, o emprego e o salário real, conformam um sistema de variáveis endógenas que devem ser estimadas conjuntamente. O instrumento adequado para isso é a estimação de um modelo VAR, que assume, precisamente, a endogeneidade das variáveis. Esse é o objeto da próxima seção.

3.2 - A ABORDAGEM ATRAVÉS DE UM MODELO VAR

Os dados referentes a emprego e produtividade são tomados da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física e Dados Gerais (PIM-PF e PIM-DG) pelo IBGE. Sobre essas séries CARVALHO E FEIJÓ (1999) apontam que o maior problema é o “envelhecimento” de suas amostras, já que são usados os Censos Industriais da década de 80 como referência. Mas eles indicam corretamente a tendência das variáveis pesquisadas. O cálculo da produtividade para este trabalho compreende a divisão da produção física da indústria como um todo pelo número de pessoas ocupadas nela. Os salários continuam sendo a série salário contratual médio real fornecido pelo IBGE. A taxa de câmbio é a efetiva real – INPC- exportações – índice (média 1995=100) fornecida pelo IPEA. Todos os dados são mensais entre o período de janeiro de 1990 a dezembro de 1998. Para ver os gráficos das variáveis veja ANEXO 2.

3.2.1 - Auto-Regressão Vetorial (VAR)

O modelo VAR convencional, na forma de médias móveis, exige que a matriz de variância/covariância dos resíduos seja diagonal, ou seja, permita que o choque de apenas uma variável seja observado¹⁸. Mas, nem sempre essa exigência é atendida e, por conseqüência o choque pode afetar mais de uma variável. Assim, um artifício usado para garantir a diagonalização da matriz de variância/covariância é a decomposição de Cholesky. Na forma geral, o VAR em questão é dado por:

$$a_t = b_{10} + \sum_{i=1}^K b_{11}^{(1)} a_{t-i} + \sum_{i=1}^K b_{12}^{(2)} wr_{t-i} + \sum_{i=1}^K b_{13}^{(3)} q_{t-i} + \sum_{i=1}^K b_{14}^{(4)} u_{t-i} + \varepsilon_{a_t} \quad (35)$$

A estrutura do sistema indica relação simultânea entre produtividade (a), salários reais (wr), taxa de câmbio real (q) e desemprego (u). Supõe-se que as séries tenham as

¹⁸ Esta seção segue a ENDERS (1995)

propriedades do modelo Box-Jenkins, ou seja, sejam estáveis, inversíveis, bem como os ε_{it} sejam ruído branco com variâncias constantes e não correlacionadas ao longo do tempo.

O problema do sistema acima é que ele guarda uma relação entre os erros e as variáveis explicativas, por exemplo ε_{a_t} com a_{t-i} . Assim transforma-se esse sistema primitivo ou estrutural para a forma padrão. Para essa transformação o autor apresenta o sistema de equações na forma matricial:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

onde a matriz B representa os parâmetros das variáveis no tempo t e, Γ_1 são os parâmetros no tempo $t-1$. Pré-multiplicando o sistema por B^{-1} obtemos o sistema na forma padrão:

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (37)$$

Onde $x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$ (para $i=0,1,2,\dots$). x_t é um vetor ($nx1$) contendo n variáveis incluídas no VAR, A_0 o vetor ($nx1$) de interceptos, A_i são matrizes (nxn) de coeficientes e e_t o vetor ($nx1$) de termos de erros. É importante notar que os termos de erros são compostos por choques de $\varepsilon_{a_t}, \varepsilon_{wr_t}, \varepsilon_{q_t}, \varepsilon_{u_t}$ e espera-se que sejam processos ruído branco permitindo que e_{it} tenham média zero, variância constante e não sejam autocorrelacionados.

O grande problema do VAR é sua identificação. É necessário verificar se depois da transformação do sistema primitivo para o padrão o número de incógnitas é o mesmo. Ou seja, se é possível recuperar as informações do sistema primitivo a partir do sistema padrão. Uma maneira para tornar o sistema primitivo identificado é impor restrições sobre alguns coeficientes. Nesse caso, a identificação pode ser feita usando um tipo de sistema recursivo levando-se em conta que a restrição imposta do sistema pode ser sugerido pelo modelo econômico.

Feito isso, passa-se a analisar as inter-relações dinâmicas do sistema através da função de resposta a impulsos. Respeitando a propriedade de inversibilidade pode-se transformar a série auto-regressiva (VAR) através de choques, ou seja, pelas médias móveis dos termos aleatórios. A inclusão de médias móveis proporciona modelos mais

parcimoniosos, ou seja, menos parâmetros são necessários para recuperar a memória auto-regressiva. Assim, é importante examinar a questão dos vetores média móveis (VMA) além da regressão. A expressão $x_t = A_0 + A_1 x_{t-1}$ pode ter uma representação em termos de valores passados, presentes e do termo de erros usando a condição de estabilidade

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A^i e_{t-i}.$$

Sendo μ o valor médio das variáveis, podemos com algumas operações algébricas, obter a expressão dos vetores médias móveis para examinar a interação entre as variáveis: $\mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$. Os coeficientes ϕ_i são chamados de “função impulso resposta” observados a partir de choques ε_{it} das variáveis.

O número de defasagens do sistema pode ser estabelecido a partir de testes estatísticos como Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério Bayesiano de Schwartz (SBC). Estes testes serão os utilizados neste trabalho¹⁹.

3.3 - DESENVOLVIMENTO EMPÍRICO

3.3.1 - Teste de Estacionariedade ou de Raiz Unitária

O primeiro passo no tratamento dos dados é verificar se as séries são ou não estacionárias. Se uma série apresenta raiz unitária, qualquer choque temporário torna-se permanente, ou seja, as flutuações não apresentariam comportamento transitório e a série não convergiria para seu nível de longo prazo. Variáveis não estacionárias geram regressões espúrias quando usadas em níveis e, além disso, as estatísticas usuais como R^2 , DW e t de *Student* não mantêm suas características usuais. Pela abordagem Box-Jenkins,

¹⁹ Para uma revisão geral destes e outros critérios de informação ver, por exemplo, PRIESTLEY (1981), capítulo 5.

uma série não-estacionária pode ser estacionarizada por diferenciação. O número de diferenciação determina a ordem de integração da série.

Na aplicação de Teste de Raiz Unitária convém determinar o número de defasagens (p) na equação. O valor de (p) pode ser obtido por tentativas até que se consigam resíduos não-correlacionados testados pelos critérios AIC e SBC. Uma vez determinada a defasagem da série, faz-se o teste DF ou ADF (Dickey e Fuller ou Dickey e Fuller Aumentado, respectivamente). As equações que testam a Raiz Unitária podem tomar as seguintes formas:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (38)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (40)$$

Onde $\gamma = \rho - 1$. Na forma aumentada:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (41)$$

Estimam-se essas equações por MQO e compara-se o resultado da estatística t de *Student* para o coeficiente γ com o seu valor crítico tabelado ou fornecido pelos pacotes econométricos. O valor crítico dependerá do tamanho da amostra e de qual modelo está sendo usado: (τ) para o modelo (3), (τ_μ) para o modelo (2) e (τ_t) para o modelo (1). Se o valor (τ) dos coeficientes γ forem maior, em módulo, do que o valor crítico (ou tabelado) rejeita-se a hipótese nula e a série é estacionária.

3.3.2 - Testes de Co-integração

Dado um grupo de séries não-estacionárias, pode-se estar interessado em determinar onde as séries são co-integradas e, se elas são, em identificar o relacionamento de co-integração ou equilíbrio de longo prazo. Um teste amplamente utilizado na literatura e, também aqui, é o de Johansen. Formalmente:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (42)$$

onde y_t é um vetor k não estacionário, x_t é um vetor d de variáveis determinísticas e ε_t um vetor de inovações. Pode-se reescrever o VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (43)$$

Se a matriz Π tem *rank* reduzido $\tau < k$, então existe matrizes $k \times \tau$, α e β cada qual com *rank* r semelhante que $\Pi = \alpha \beta'$ e $\beta' y_t$ é estacionário. r é o número de relações de co-integração.

Se tivermos k variáveis endógenas, cada qual com uma raiz unitária, então se pode ter de zero a $k-1$ relações de co-integração. Se não houver relação de co-integração a análise das séries em um VAR (não restringido) pode ser feita nas primeiras diferenças. Inversamente, se houver uma equação de co-integração no sistema, haverá uma combinação linear em nível das séries, $\beta' y_{t-1}$, que será adicionada a cada equação do VAR. Quando multiplicado um coeficiente por uma equação, o termo resultante, $\alpha \beta' y_{t-1}$ é referido como termo de correção de erro. Se houver mais de uma equação de co-integração, cada uma delas contribuirá com um termo de correção de erro envolvendo uma combinação linear diferente das séries em nível.

3.3.3 - Modelos VAR com Correção de Erro

Um VAR não-restringido não assume a presença de co-integração. Para impor a restrição de co-integração entre as variáveis no VAR, usa-se um Vetor de Correção de Erros (VCE). Como a especificação do VCE somente se aplica para séries co-integradas, primeiro faz-se os testes de co-integração. Isso permite confirmar que essas variáveis são co-integradas e que determinam um número de equações de co-integração. Se as variáveis são co-integradas, o VAR deve incluir a variável que mede o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo. O VCE permite que os componentes de longo prazo obedeçam

às restrições de equilíbrio enquanto os componentes de curto prazo tenham comportamento dinâmico ou flexível.

3.3.4 - Resultados²⁰

Nesta seção, apresenta-se uma análise tanto das séries no seu comportamento individual bem como um possível relacionamento entre elas. O primeiro passo na análise consiste em avaliar as características de cada série do modelo para certificar-se da existência ou não de estacionariedade.

Os resultados dos testes de raízes unitárias estão apresentados na tabela abaixo. Somente foram obtidas a partir do estabelecimento da melhor especificação das defasagens via AIC e SBC. Escolheu-se aquele modelo com menores AIC e SBC e aplicou-se nelas estatísticas ADF no nível de 95% de probabilidade (veja ANEXO 3 para todos os resultados).

TABELA 3 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA DE DICKEY-FULLER AMPLIADO (ADF) NO NÍVEL DE 5% DE SIGNIFICÂNCIA.

Variável 1990:01 a 1998:12	ADF(τ_t)-3,45	Com constante	Com tendência	Ordem de integração I(d)
<i>a</i>	-3,21 (5)	sim	sim	I(1)
<i>u</i>	-3,43 (3)	sim	sim	I(1)
<i>q</i>	-2,50 (7)	sim	não	I(1)
<i>wr</i>	-2,29 (3)	sim	sim	I(1)
Δa	-4,89 (5)	não	são	I(0)
Δq	-4,81 (4)	não	não	I(0)
Δu	-7,06 (3)	não	não	I(0)
Δwr	-8,34 (3)	sim	não	I(0)

FONTE: dados da pesquisa; (Δ) representa a série em primeira diferença.

NOTA: Os dados entre parênteses representam as defasagens do modelo ADF.

²⁰ Todos os resultados são obtidos usando o pacote econométrico Eviews 3.1.

Observa-se na tabela que todas as variáveis em nível apresentam raiz unitária, isto é, se aceita a hipótese nula de não-estacionariedade. Isso significa que as variáveis não-estacionárias devem ser integradas por meio de diferenças e que, também, dever ser novamente testada a ordem de integração. Os resultados das variáveis em primeira diferenças, representadas pelos deltas (Δ), indicam serem todas estacionárias. Os valores das estatísticas ADF foram todos, em módulo, maior do que os valores críticos no nível de 5% de significância.

O segundo passo é testar a estacionariedade do sistema como um todo. Para isso utiliza-se da metodologia de Johansen. O resultado para as variáveis em questão está na tabela que segue:

TABELA 4 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN PARA TAXA DESEMPREGO, TAXA DE CÂMBIO, PRODUTIVIDADE E SALÁRIO REAL

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.203572	49.68590	47.21	54.46	None *
0.147235	26.24122	29.68	35.65	At most 1
0.067004	9.836329	15.41	20.04	At most 2
0.025805	2.692836	3.76	6.65	At most 3

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 1 co integrating equation(s) at 5% significance level

FONTE: dados da pesquisa.

Os resultados da tabela acima são dos testes de co-integração, e foram obtidos depois de usar diferentes defasagens até se escolher o seu menor número (4 defasagens) levando-se em conta a significância dos parâmetros (veja ANEXO 4 para todos os resultados do teste de co-integração). Percebe-se que há co-integração entre as variáveis em conjunto, ou seja, ocorre uma combinação linear que deve ser incluída no VAR. Se há co-integração no sistema deve-se fazer a estimação VAR em nível, mas com a inclusão da equação de co-integração ou a utilização de um Vetor de Correção de Erro (VEC). A equação de co-integração resultante foi:

$$\log wr = 14 + 0,36 \log u - 1,1 \log q + 0,6 \log a \quad (44)$$

Pela equação de co-integração temos uma relação de longo prazo positiva entre salário e desemprego e salário e produtividade, também, uma relação negativa entre salário e taxa de câmbio.

À primeira vista parece estranho uma relação positiva entre salário real e desemprego, mas, como colocado por CHAMON (1998), a década de noventa, ou pelo menos até 1996, ocorreram ganhos nos salários dos trabalhadores muito embora tenha ocorrido tendência crescente no desemprego. Nessa mesma direção argumentam CAMARGO, NERI E REIS (1999). A relação positiva entre salários e desemprego pode ser explicada pela terceirização de muitas atividades que acabou por transferir massa de salários para o setor de serviços abrindo espaço para aumento dos salários e redução do emprego na indústria²¹.

Já a relação positiva entre salário com a produtividade, para o período, estaria de acordo com o argumentado por CHAMON (1998) e BONELLI E FONSECA (1998). Ainda, contribuiria para isso, o aumento das importações, que exerceu grande efeito nas indústrias que empregam trabalho mais qualificado, exigência de novos processos produtivos, ocorrendo ganhos de produtividade que foram, até certo ponto, repassados para salários, como indicado por ARBACHE E COURSEUIL (2001). Assim, dadas as variáveis de controle utilizadas, tem-se a indicação de que os salários respondem a produtividade num prazo mais longo.

E, por último, a valorização da taxa de câmbio parece ter influenciado os ganhos salariais, como colocado por Carlin & Soskice e Simonsen & Cysne. O câmbio favorável às importações permitiu a introdução de novas tecnologias, aumentando produtividade, juntamente com a exigência de trabalho mais qualificado para a operação das novas tecnologias, o que resultou em melhores remunerações. Há que se considerar, também,

²¹ Observe-se que esse resultado pode ser contraditório com a idéia de que o salário real é pró-cíclico, encontrada no teste da equação (34). No entanto, como o produto cresce mais do que o emprego, nos anos noventa, a relação entre crescimento do produto e crescimento do emprego é bastante tênue, o que pode estar explicando essa contradição. Além disso, como a equação 22 não considera todas as variáveis do sistema, ela pode estar atribuindo indevidamente à variável produção industrial os efeitos de outras variáveis.

que o controle da inflação, possibilitado em parte por uma taxa de câmbio mais baixa, favoreceu o salário real.

Uma vez analisada a relação de longo prazo entre as variáveis, o próximo passo é discutir como elas se ajustam no curto prazo. Cada variável pode ser influenciada pelos efeitos retardados de todas as variáveis do modelo, o que implica a necessidade de escolher a estrutura de defasagens. Aplicou-se o critério de AIC e SBC, escolhendo o número de defasagens que proporciona o menor valor dessas estatísticas. Depois disto, utilizou-se a Função de Impulso Resposta (FRI) para analisar as inter-relações entre as variáveis. A ordenação das mesmas não alterou o padrão dos resultados.

A estimação do VAR, seguindo os passos descritos anteriormente, proporciona os resultados de decomposição da variância e Função de Resposta a Impulsos que são apresentados nas figuras 1 e 2 e nas tabelas 5, 6, 7 e 8 (veja ANEXO 3 para todos os resultados).

FIGURA 1 - RESPOSTAS A IMPULSOS NAS VARIÁVEIS TAXA DE DESEMPREGO, TAXA DE CÂMBIO REAL, PRODUTIVIDADE E SALÁRIO REAL

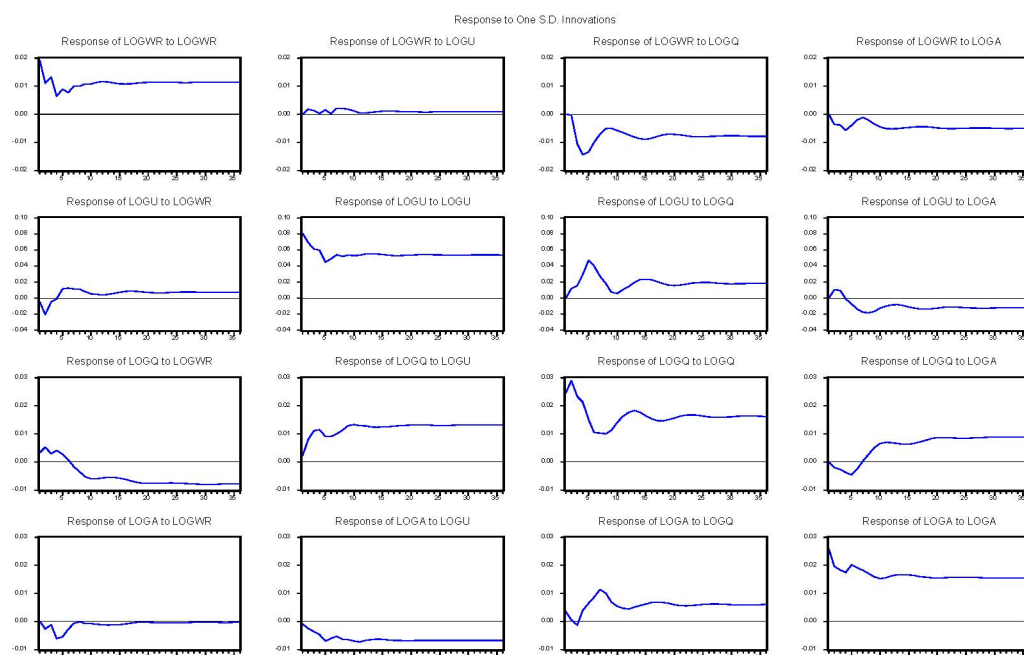


FIGURA 2 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

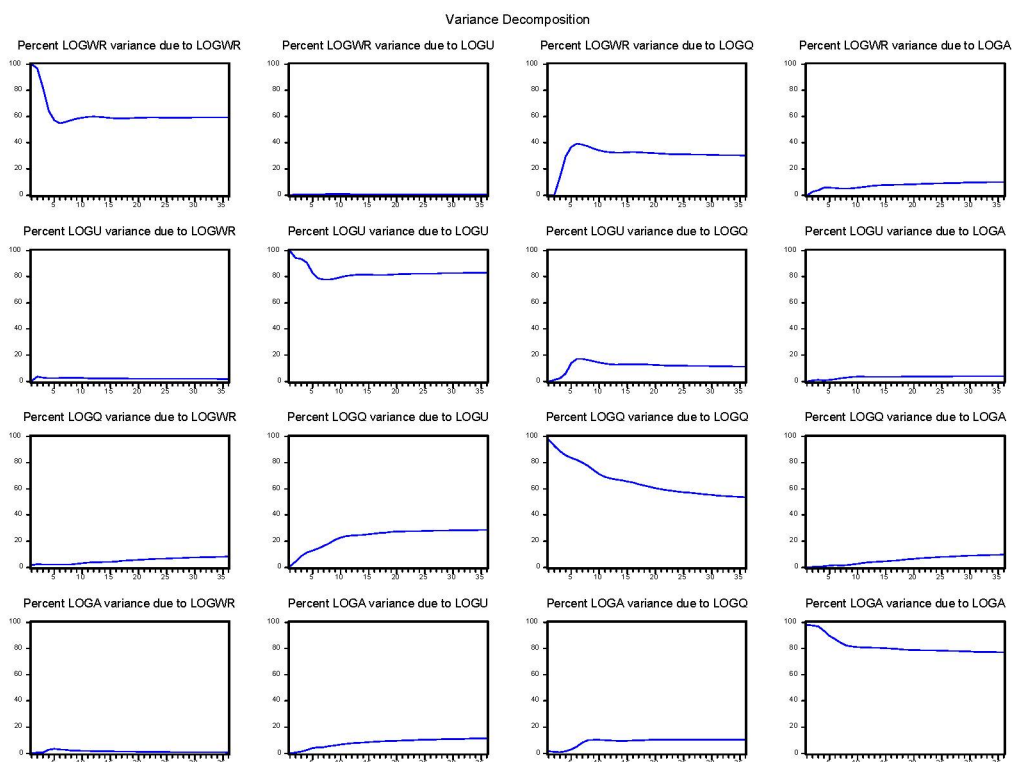


TABELA 5 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO SALÁRIO REAL (LOGWR)

Period	S.E.	LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA
1	0.019175	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.039183	54.94228	0.436245	39.27321	5.348265
12	0.050670	59.79678	0.750646	32.58472	6.867856
20	0.065240	59.16046	0.617109	31.85203	8.370397
24	0.071608	59.24683	0.561417	31.19395	8.997805

TABELA 6 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO DESEMPREGO (U)

Period	S.E.	LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA
1	0.080636	0.342406	99.65759	0.000000	0.000000
6	0.170566	2.572230	78.66800	17.19196	1.567813
12	0.221995	2.289904	81.13089	13.06707	3.512141
18	0.265749	2.042190	81.36086	12.98033	3.616625
24	0.301475	1.889791	82.31604	12.02696	3.767210

TABELA 7 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA TAXA DE CÂMBIO (Q)

Period	S.E.	LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA
1	0.024834	1.768871	0.768879	97.46225	0.000000
6	0.058201	2.096012	14.38287	81.93627	1.584850
12	0.075532	3.867220	24.29787	67.90985	3.925056
19	0.096196	5.507204	27.00599	61.36403	6.122779
22	0.104666	6.267485	27.52898	58.99851	7.205019
25	0.112546	6.768318	27.81109	57.50004	7.920549

TABELA 8 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA PRODUTIVIDADE (A)

Period	S.E.	LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA
1	0.026100	4.60E-05	0.135458	1.752207	98.11229
6	0.053051	3.012514	4.648452	5.125298	87.21374
12	0.070924	1.773325	7.801463	9.750955	80.67426
18	0.084407	1.333572	9.174330	10.15166	79.34044
24	0.095239	1.061667	10.30051	10.24146	78.39636

No gráfico de resposta a impulsos, mostra-se o efeito de um choque numa variável levando-se em conta os efeitos simultâneos de todas as variáveis incluídas no sistema. Relacionou-se, nesses gráficos, o efeito contemporâneo completo de cada variável sobre os efeitos contemporâneos das outras variáveis. Tanto a Função de Resposta a Impulsos (FRI) quanto à decomposição da variância são relações de curto prazo.

Na decomposição da variância percebe-se que, em geral, as variáveis foram afetadas principalmente pelo seu próprio comportamento. O mesmo acontece com a resposta a impulsos, ou seja, verifica-se que os efeitos dos choques sobre as variáveis

foram mais significativos sobre a própria variável a quem foi atribuído o choque. Porém, alguns resultados parecem se destacar.

Quanto ao salário real, a decomposição da sua variância mostra uma intensidade crescente da explicação via taxa de câmbio real, alcançando 39% nos períodos iniciais, e 31% nos períodos subsequentes. Além disso, a FRI indica que um choque positivo na taxa de câmbio real tende a diminuir os salários reais. Isto está, em princípio, de acordo com o proposto por Carlin e Soskice, ou seja, apreciações de câmbio estão associadas a ganhos de salário real. Isto confirma a perspectiva colocada por alguns autores de que o salário real teve um comportamento ascendente durante os anos noventa. Por exemplo, CHAMON (1998) afirma que os salários reais cresceram até 1996, enquanto que CAMARGO, NERI E REIS (1999) sugerem que houve crescimento do salário real entre 1994 a 1998. Como esse período coincide com o do Plano Real, parece plausível a idéia de Carlin e Soskice de que os salários tenham obtido ganhos juntamente com a vigência de uma taxa de câmbio mais baixa.

Também, os salários parecem não terem influências contemporâneas significativas do desemprego, tanto pela análise da decomposição como pela Função de Resposta a Impulsos (FRI). Isso estaria na direção do colocado por CHAMON (1998), CAMARGO, NERI E REIS (1999) E ARBACHE E CORSEUIL (2001) em que outros fatores que não o emprego afetaram os salários. Apesar de ter ocorrido uma relação positiva de longo prazo através da equação de co-integração entre aumentos nos ganhos salariais e aumento do desemprego parece que não há efeitos de curto prazo. Também, a relação de curto prazo entre salário e produtividade é pouco significativa, cerca de 8% da sua variância. Já a FRI indica uma influência negativa da produtividade nos salários, contrariando o esperado. Isso pode estar associado ao fato de que a FRI são influências de curto prazo, ou ainda devido à periodicidade dos dados, que são mensais. Se junta-se a isso o fato de que as negociações salariais são feitas em intervalos maiores do que o mensal, o que implica numa rigidez no repasse da produtividade para salários, então existem razões para pensar que a relação de longo prazo demore a ser observada. Mais

ainda, a decomposição da variância indica um efeito muito pequeno da produtividade sobre o salário real. De toda forma, a relação negativa no curto prazo permanece como um paradoxo em termos dos resultados esperados pelo modelo.

O segundo resultado é que o desemprego não é influenciado significativamente, no curto prazo, tanto na decomposição da variância quanto na FRI, pelos salários e pela produtividade. A indicação de BONELLI E FONSECA (1998) é a de que não há relação do desemprego com a produtividade, mas, conforme FEIJÓ E CARVALHO (2000), essa questão está, em parte, ainda em aberto. Os resultados aqui estariam na direção dos primeiros.

Temos ainda que o desemprego guarda alguma relação, apesar de pequena, com a taxa de câmbio real, cerca de 12% da sua variância. Pela FRI, vê-se que essa relação é positiva – aumentos na taxa de câmbio nos noventa estiveram associadas a um aumento do desemprego no curto prazo. A relação positiva entre o aumento da taxa de câmbio e o aumento do desemprego pode estar associada ao fato de que no curto prazo a desvalorização não gerou uma resposta nas exportações e na demanda efetiva. Mais provavelmente, ela teve um efeito recessivo, seja porque aumentou a incerteza a respeito da política cambial, reduzindo o investimento, seja porque afetou negativamente o salário real, reduzindo o consumo. Também, pode ser explicada pela crise ocorrida no início da década (1990-91) em que o desemprego aumentou juntamente com elevações da taxa de câmbio, bem como pela estabilização e valorização da moeda ocorrida com o Plano Real em que, de início, houve um aquecimento da economia aumentando o emprego. Depois de meados de 1995, o câmbio voltou a ter trajetória crescente juntamente com o desemprego.

Como terceiro resultado temos a influência das distintas variáveis sobre a taxa de câmbio real: o desemprego (cerca de 27% da sua variância), a produtividade (7%) e o salário real (6%). É interessante notar que um choque positivo no desemprego produz o efeito de depreciar a taxa de câmbio. Como uma hipótese preliminar, poder-se-ia argumentar que essa relação se deriva do efeito do desemprego sobre as expectativas da

economia, isto é, aumentos de desemprego, juntamente com pouco crescimento do produto, como ocorreu nos anos noventa, geraram expectativas negativas sobre a viabilidade das políticas, o que por sua vez se expressa numa elevação do câmbio.

Por último, a produtividade parece não guardar relação com os salários, mas parece sofrer uma pequena influência da taxa de câmbio e do desemprego (10% para ambas as variáveis). Pela FRI, o aumento do desemprego parece aumentar a produtividade. Apesar de pequeno, o efeito do desemprego sobre a produtividade é maior do que da produtividade sobre o desemprego como visto anteriormente. Mas, no geral, essas inter-relações parecem ser pouco significativas.

3.4 - Considerações Finais

O principal objetivo deste tópico foi investigar as inter-relações entre as variáveis salário real, desemprego, taxa de câmbio e produtividade para o período de janeiro de 1990 até dezembro de 1998. Estas são as variáveis principais identificadas pelos modelos revisitados nos capítulos anteriores. Primeiramente, foi estudada a existência de uma relação de longo prazo entre elas, através do procedimento de Johansen. Na seqüência, foi estudada a dinâmica de curto prazo. Como todas as variáveis são endógenas, e se determinam simultaneamente num sistema de equações, foi utilizada a metodologia VAR para estudar a dinâmica do sistema.

A equação de co-integração mostra a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis. No caso da variável produtividade, esta mostrou uma relação positiva com o salário real, de acordo com o previsto pela teoria. No caso da variável desemprego, no entanto, sua relação com o salário real parece se ajustar mais ao previsto pelos modelos convencionais de concorrência perfeita (maior salário real, mais desemprego) do que o previsto nos modelos de concorrência monopolística com negociação sindical (maior desemprego, menor poder de barganha dos sindicatos e menor salário real). E, por último, o salário real tem uma relação negativa com a taxa de câmbio real, se ajustando

como o previsto pelos modelos de concorrência monopolística (apreciações do câmbio associadas com elevações de salários bem como desvalorizações associadas com perdas salariais).

Os ajustamentos de curto prazo, em alguns casos, oferecem um mundo mais cheio de paradoxos e de difícil interpretação. No curto prazo, choques na produtividade não têm efeitos positivos sobre o salário real. Por outro lado, choques na taxa de câmbio real parecem ter, no curto prazo, um efeito recessivo, inverso ao efeito positivo sobre o emprego que teriam no longo prazo.

A variável que se apresentou como candidata à transmissão de choques autônomos ao salário real foi a taxa de câmbio tanto nas análises de curto prazo quanto na de longo prazo. Já a variável produtividade, parece não ter influência significativa sobre salário no curto prazo, mas sim no longo prazo.

Finalmente, os resultados também indicam que o desemprego não foi influenciado pelos salários e a produtividade no curto prazo, mas teve alguma influência da taxa de câmbio.

4 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

A indústria brasileira nos anos noventa mostrou um crescimento da produtividade do trabalho e dos salários. O crescimento da produtividade parece indicar que mudanças estruturais aconteceram na economia nesse período, como fruto da redefinição da sua inserção no cenário internacional. Todavia, os aumentos de produtividade não se refletiram, em nível setorial, em aumentos dos salários reais, embora uma relação positiva seja observada para o conjunto da economia. Outros fatores parecem terem desempenhado um papel chave na evolução dessas variáveis. Em particular, no mesmo período, aumentou o desemprego, e a taxa de câmbio real permaneceu bastante valorizada, o que sugere a necessidade de estudar o ambiente macroeconômico.

Os modelos macroeconômicos com base na concorrência monopolística sugerem que as variáveis acima mencionadas (salário real, taxa de câmbio real, desemprego e produtividade) interatuam definindo um sistema dinâmico. Esse tipo de sistema deve ser estudado no contexto de um modelo VAR, no qual todas as variáveis são tratadas como endógenas, e no qual se impõe, como uma restrição, a relação de longo prazo entre as variáveis, dada pela equação de co-integração.

A primeira consideração surge da dúvida se os salários são ou não são pró-cíclicos. Uma primeira análise de co-integração entre duas variáveis (salário real e produto) indica que os salários são pró-cíclicos. Mas, como mencionado, é necessário estudar o problema no contexto de um modelo mais amplo. Por essa razão, estimou-se uma equação de co-integração incluindo as quatro variáveis mencionadas acima.

Como esperado pelo modelo baseado na concorrência monopolística, o salário real tem uma relação de longo prazo positiva com a produtividade e negativa com a taxa de câmbio real. No entanto, o salário real e o desemprego estiveram positivamente associados, um resultado previsto pelos modelos baseados em concorrência perfeita. Este último resultado pode ser explicado pela terceirização de muitas atividades, que acabou

por transferir a massa de salários para o setor de serviços, abrindo espaço para aumento dos salários e a redução do emprego na indústria.

A relação positiva de longo prazo entre salários e produtividade está na direção esperada pela teoria econômica e já destacada por alguns autores na literatura (Chamon e Bonelli e Fonseca) sobre a indústria brasileira nos anos noventa, a saber, de que os ganhos salariais foram positivamente influenciados pela produtividade.

Os ajustamentos de curto prazo das variáveis, através da metodologia VAR, apontam, de uma maneira geral, para um papel chave do choque da própria variável na decomposição da variância e na função de resposta a impulsos. Destaca-se a relação negativa entre salário e câmbio, o que está na mesma direção da relação de longo prazo colocada acima, e uma relação direta entre desemprego e a taxa de câmbio real.

Quanto a este último ponto a relação pode ser explicada pela crise ocorrida no início da década (1990-91), em que o desemprego aumentou juntamente com elevações da taxa de câmbio, bem como pela estabilização e valorização da moeda ocorrida com o Plano Real. Com efeito, de início, houve um aquecimento da economia aumentando o emprego, mas depois de meados de 1995 o câmbio voltou a ter trajetória crescente juntamente com o desemprego. Por outro lado, essa relação pode estar associada ao fato de que no curto prazo a desvalorização não gerou uma resposta nas exportações e na demanda efetiva. Mais provavelmente, ela teve um efeito recessivo, seja porque aumentou a incerteza a respeito da política cambial, reduzindo o investimento, seja porque afetou negativamente o salário real, reduzindo o consumo. Ou seja, parece que, no curto prazo, choque na taxa de câmbio real tem um efeito recessivo ao invés de positivo sobre o emprego.

Cabe destacar, ainda, que produtividade e salários mostram uma relação negativa no curto prazo, apesar de que sua significância é pequena em termos de decomposição da variância. Isso pode estar associado à periodicidade dos dados, que são mensais. Se junta-se a isso o fato de que as negociações salariais são feitas em intervalos maiores do que o mensal, o que implica numa rigidez no repasse da produtividade para salários, então

existem razões para pensar que a relação de longo prazo demore a ser observada. De toda forma, a relação negativa no curto prazo permanece como um paradoxo em termos dos resultados esperados pelo modelo.

O desemprego parece não sofrer influência significativa dos salários e da produtividade, embora, pela função de impulso resposta, percebe-se que aumentos de salários tendem a diminuir o desemprego de início, mas depois a elevá-lo. No que tem a ver com a relação entre produtividade e emprego, a função de impulso resposta parece indicar que aumentos de produtividade podem ocorrer com manutenção ou aumento do emprego – um ponto que a literatura em nível setorial também tinha observado.

Uma aproximação macroeconômica ao problema do salário real no Brasil nos anos noventa permite captar o quadro mais complexo em que as distintas variáveis se determinam, dadas as importantes mudanças que ocorreram nesse período – abertura comercial, valorização do câmbio e estabilização da inflação. Os modelos baseados na concorrência monopolística, em conjunto com a restrição externa, parecem um caminho promissor para ajudar a esclarecer os distintos elementos que se conjugaram para determinar a evolução do salário real.

5 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADEO, E. J., SOARES, R. R. **Quebra estrutural da relação entre produção e emprego na indústria brasileira**, Departamento de Economia PUC-Rio, Rio de Janeiro, Jul. 1996. Texto para discussão n. 356.

AMADEO, E. J., VILLELA, A. Crescimento da produtividade e geração de empregos na indústria brasileira. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v.1, n.1, p. 51-70, Jun. 1994.

ARBACHE, T. S., COURSEUIL, C. H. **Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário**, IPEA, Rio de Janeiro, 2001. Texto para discussão n. 801.

BARRO, R. J. **Macroeconomics**. New York: Wiley, 1990.

BONELLI R., FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.28, n.2, p. 273-314, ago. 1998.

BONELLI, R. Growth and productivity in brazilian industries. **Journal of development**, Nort-holland, n.39, 1992.

BONELLI, R. **Labor productivity in Brazil during the 1990s**, IPEA, Rio de Janeiro, set. 2002. Texto para discussão n. 906.

BRAGA, H.,ROSSI, J. Produtividade total do fatores de produção na indústria brasileira: 1970-83. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 2, p. 255-263. 1989.

CACCIAMALI, M. C., BEZERRA, L. L. Produtividade e emprego industrial no Brasil, **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro v. 51, n. 1, p. 77-91. jan./mar. 1997.

CAMARGO, J. M.; NERI, M.; REIS, M. C. **Emprego e produtividade no brasil na década de noventa**, Departamento de economia PUC-Rio, out. 1999. Texto para discussão n. 405.

CAMPA, J. M., GOLDBERG, L.S. Employment versus wage adjustment and the U.S. dollar. **The Review of Economics and Statistics**, v. 83, n. 3, p.477, Ago. 2001.

CARLIN, W., SOSKICE, D. **Macroeconomics and the wage bargain**. Disponível em <<http://www.ucl.ac.uk/~uctpa36/progress.htm>> Acesso em (23/04/03).

CAVALHEIRO, N. Uma decomposição do aumento da produtividade do trabalho no Brasil durante os anos 90. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, p. 81-109, jan./jun., 2003.

CHAHAD, J. P. Z. e LUQUE, C. A. Ajuste no emprego e produtividade na indústria brasileira nos ciclos recessivos da década de oitenta. **Análise Econômica**, Porto Alegre, p. 21-34, n.17, mar. 1992.

CHAMON, M. **Rising wages and declining employment: the Brazilian manufacturing sector in the 90's**, IPEA, Rio de Janeiro, mar. 1998. Texto para discussão n. 552.

CHRISTOFIDES, L. N., OSWALD, A. J. Real wages determination and rent-sharing in collective bargaining agreements. **Quarterly Journal of Economics**, Massachusetts, v. 107, n. 3, p. 985-1002, Ago. 1992.

CONSIDERA, C.M. Globalização, Produtividade e emprego Industriais. **Boletim Conjuntural**, IPEA, n. 35, out. 1996.

CONSIDERA, C.M. Produto, emprego e produtividade industriais: o que se pode aprender das novas contas nacionais? **Mercado de Trabalho, Conjuntura e Análise**. IPEA, n. 7, p. 25-32, fev. 1998.

CONSIDERA, C.M.; VALADÃO, L. F. R. Produtividade e emprego: questões econômicas e estatísticas, **Boletim de conjuntura**. IPEA, n. 31, p. 35-7 out. 1995.

COUTINHO, L. **A especialização regressiva: um balanço do desempenho industrial pós-estabilização**. In: VELLOSO, J. P. R. (coord). **Brasil: desafios de um país em transformação**. Rio de Janeiro: José Olympio, p. 84-115, 1997.

ENDERS, W. **Applied Economics Time Series**. Iowa State University. John & Sons, 1995.

FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. M. Produtividade industrial no Brasil: o debate recente e as fontes de dados. **VI Encontro Nacional de Estudos do Trabalho**, Abet, 1999. Disponível em < <http://www.race.nuca.ie.ufrj.br/abet/vienc/ST16A.doc>>. Acesso em: 16 jul. 2003.

FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. M. Recuperação econômica brasileira e outras questões recentes. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 28, n. 3, p. 232-55, dez. 2000.

FEIJÓ, C., CARVALHO, P.G. Sete teses equivocadas sobre o aumento da produtividade industrial nos anos recentes. **Boletim de Conjuntura**, Rio de Janeiro, IEI/UFRJ, p. 109-121, jul. 1994.

FEIJÓ, C. Produtividade do trabalho e emprego: o duplo desafio para os próximos anos. In: SICSÚ, J., PAULA, L.F., OREIRO, J. L. da C. **Agenda Brasil: políticas econômicas para crescimento com estabilidade de preços**. São Paulo: Manole, 2003. p. 201-40.

FRANCO, G. H. B. A inserção externa e o desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.18. n. 3 (71), jul./set. 1998.

FRANCO, G. H. B. As “Reformas” e o crescimento da produtividade: uma nova economia, In FONSTES, R., ARBEX, M. A. - **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações** – Viçosa: UFV, p. 27-34. 2000.

GOLDBERG, L., TRACY, J., AARONSON, S. Exchange rates and employment instability: evidenc from matched CPS data. **The American Economic Review**, New York, v. 89, n.2, p. 204-09, Mai. 1999.

MCCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. **Economic growth and balance of payments constraint**. Nova york: St. Martin’s Press, 1994.

PRIESTLEY, M. B. **Spectral analyses and time series**. London: Academic Pres, 1981.

RAMOS, L. & REIS, J. G. A. Emprego no Brasil: os anos 90. In: VELLOSO, J. P. dos R. (coord) - **Brasil: desafios de um país em transformação** - Rio de Janeiro, José Olympio, p. 219-46, 1997.

RIVERA-BATZ, L. F. & RIVERA-BATIZ, L. **A International Finance and Open Economy Macroeconomics**. New Jersey: Prentice Hall, 1994.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. New York: McGraw-Hill Companie, 1996.

ROSSI JÚNIOR, J.L., FERREIRA, P. C. A evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, n.1, p. 01-35, abr. 1999.

SABÓIA, J. CARVALHO, P. G. M. de. **Produtividade na indústria brasileira – questões metodológicas e análise empírica**, IPEA, Brasília, ago. 1997. Texto para discussão n. 504.

SALM, C., SABOIA, J., CARVALHO, P. G. M. Produtividade na indústria brasileira: uma contribuição ao debate. In CARLEIAL, L., VALLE, R. (organizadores) – **Reestruturação produtiva e mercado de trabalho no Brasil** - HUCITEC-ABET, São Paulo, p. 35-54, 1997.

SILVA, A et al. Retrospectiva da economia brasileira. **Perspectivas da Economia Brasileira**, IPEA, Rio de Janeiro, 1994.

SIMONSEN, M. H., CYSNE, R. P. **Macroeconomia**, FGV Rio de Janeiro, 2 ed. 1995.

SOUZA NETTO, R. P. C. **Produtividade do trabalho, salário real e desemprego na indústria de transformação do Brasil na década de 90: teoria e evidência**. Curitiba, 2003. 96 p. Dissertação de Mestrado - Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, UFPR.

VILLELA, A., SILVA, R. Ganhos de produtividade: aspectos conceituais, implicações econômicas. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v.1, n.2, p. 77-97, dez. 1994.

6 - ANEXOS

ANEXO 1 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO PARA PRODUÇÃO INDUSTRIAL E SALÁRIO REAL	88
ANEXO 2 - GRÁFICOS DAS VARIÁVEIS SALÁRIO REAL LOG(WR), DESEMPREGO (LOGU), TAXA DE CÂMBIO (LOGQ) E PRODUTIVIDADE (LOGA).....	94
ANEXO 3 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA, DE CO-INTEGRAÇÃO E MODELO VAR PARA PRODUTIVIDADE, SALÁRIO REAL, TAXA DE DESEMPREGO E TAXA DE CÂMBIO REAL	96

ANEXO 1 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO PARA
PRODUÇÃO INDUSTRIAL E SALÁRIO REAL

TABELA 1A - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA LOG(PI)

ADF Test Statistic	-2.622376	1% Critical Value*	-4.0503
		5% Critical Value	-3.4539
		10% Critical Value	-3.1523

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGPI)

Method: Least Squares

Date: 07/07/04 Time: 23:16

Sample(adjusted): 1990:07 1998:12

Included observations: 102 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPI(-1)	-0.207715	0.079209	-2.622376	0.0102
D(LOGPI(-1))	-0.057197	0.107022	-0.534444	0.5943
D(LOGPI(-2))	0.174373	0.100771	1.730385	0.0868
D(LOGPI(-3))	0.054484	0.080971	0.672884	0.5027
D(LOGPI(-4))	-0.015793	0.071611	-0.220539	0.8259
D(LOGPI(-5))	-0.129067	0.065998	-1.955615	0.0535
C	1.904525	0.725446	2.625316	0.0101
@TREND(1990:01)	0.000477	0.000210	2.268085	0.0256
R-squared	0.178106	Mean dependent var	0.001235	
Adjusted R-squared	0.116901	S.D. dependent var	0.030364	
S.E. of regression	0.028534	Akaike info criterion	-4.200266	
Sum squared resid	0.076533	Schwarz criterion	-3.994385	
Log likelihood	222.2135	F-statistic	2.909997	
Durbin-Watson stat	2.061571	Prob(F-statistic)	0.008454	

TABELA 1B – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRA DIFERENÇA DO LOG(PI)

ADF Test Statistic	-6.027724	1% Critical Value*	-2.5862
		5% Critical Value	-1.9432
		10% Critical Value	-1.6174

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGPI,2)

Method: Least Squares

Date: 07/07/04 Time: 23:19

Sample(adjusted): 1990:08 1998:12

Included observations: 101 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGPI(-1))	-1.618639	0.268532	-6.027724	0.0000
D(LOGPI(-1),2)	0.387939	0.229454	1.690709	0.0942
D(LOGPI(-2),2)	0.384833	0.195928	1.964150	0.0524
D(LOGPI(-3),2)	0.375129	0.146491	2.560768	0.0120
D(LOGPI(-4),2)	0.300596	0.108667	2.766208	0.0068
D(LOGPI(-5),2)	0.096643	0.066609	1.450898	0.1501
R-squared	0.630086	Mean dependent var	-0.000728	
Adjusted R-squared	0.610617	S.D. dependent var	0.046477	
S.E. of regression	0.029002	Akaike info criterion	-4.185323	
Sum squared resid	0.079907	Schwarz criterion	-4.029970	
Log likelihood	217.3588	Durbin-Watson stat	2.019123	

TABELA 1C - TESTES DE RAIZ UNITÁRIO PARA LOG(WR)

ADF Test Statistic	-2.291988	1% Critical Value*	-4.0485
		5% Critical Value	-3.4531
		10% Critical Value	-3.1519

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGWR)

Method: Least Squares

Date: 07/07/04 Time: 23:20

Sample(adjusted): 1990:05 1998:12

Included observations: 104 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGWR(-1)	-0.150225	0.065543	-2.291988	0.0240
D(LOGWR(-1))	-0.010664	0.089321	-0.119389	0.9052
D(LOGWR(-2))	0.092641	0.088029	1.052400	0.2952
D(LOGWR(-3))	-0.203268	0.085453	-2.378713	0.0193
C	1.355098	0.588343	2.303247	0.0234
@TREND(1990:01)	0.000703	0.000331	2.125146	0.0361
R-squared	0.153576	Mean dependent var		0.004259
Adjusted R-squared	0.110392	S.D. dependent var		0.026875
S.E. of regression	0.025348	Akaike info criterion		-4.456256
Sum squared resid	0.062968	Schwarz criterion		-4.303694
Log likelihood	237.7253	F-statistic		3.556257
Durbin-Watson stat	2.147530	Prob(F-statistic)		0.005357

TABELA 1D - TESTES DE RAIZ UNITÁRIO PARA LOG(WR) EM DIFERENÇA

ADF Test Statistic	-8.349436	1% Critical Value*	-3.4946
		5% Critical Value	-2.8895
		10% Critical Value	-2.5815

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGWR,2)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 17:20

Sample(adjusted): 1990:06 1998:12

Included observations: 103 after adjusting endpoints

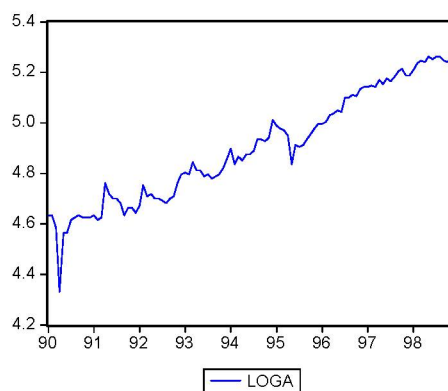
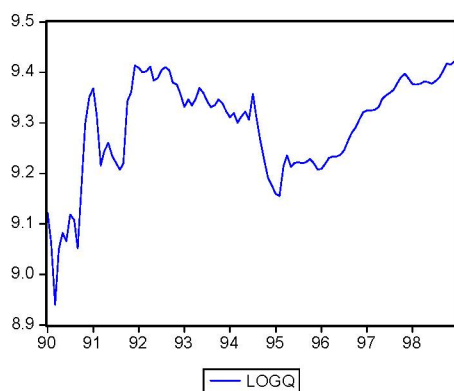
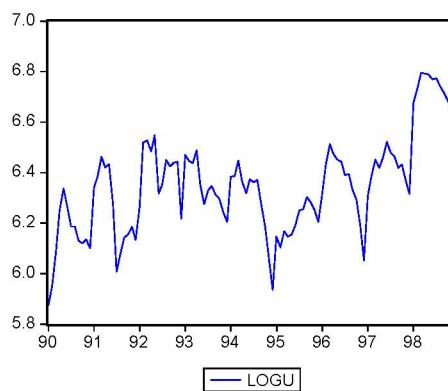
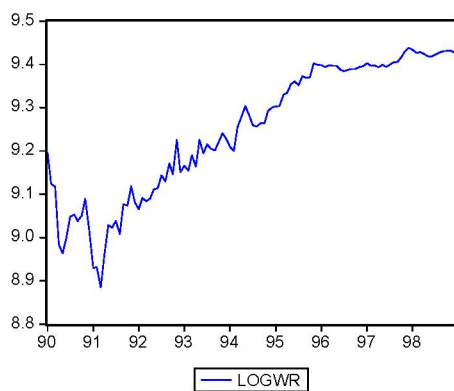
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGWR(-1))	-1.601941	0.191862	-8.349436	0.0000
D(LOGWR(-1),2)	0.389196	0.147026	2.647133	0.0095
D(LOGWR(-2),2)	0.410559	0.122772	3.344071	0.0012
D(LOGWR(-3),2)	0.107165	0.085030	1.260317	0.2105
C	0.006507	0.002550	2.551816	0.0123
R-squared	0.654473	Mean dependent var		0.000160
Adjusted R-squared	0.640370	S.D. dependent var		0.041784
S.E. of regression	0.025058	Akaike info criterion		-4.487941
Sum squared resid	0.061533	Schwarz criterion		-4.360041
Log likelihood	236.1290	F-statistic		46.40628
Durbin-Watson stat	1.966377	Prob(F-statistic)		0.000000

TABELA 1E - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO LOG(WR) e LOG(PI)

Date: 07/07/04 Time: 23:32				
Sample: 1990:01 1998:12				
Included observations: 103				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: LOGWR LOGPI				
Lags interval: 1 to 4				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.143268	16.94222	15.41	20.04	None *
0.009809	1.015361	3.76	6.65	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
LOGWR	LOGPI			
-1.159208	2.517582			
0.631566	0.060873			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
LOGWR	LOGPI	C		
1.000000	-2.171813 (0.29776)	10.93261		
Log likelihood	470.4205			

ANEXO 2 - GRÁFICOS DAS VARIÁVEIS SALÁRIO REAL $\text{LOG}(\text{WR})$,
DESEMPREGO (LOGU) , TAXA DE CÂMBIO (LOGQ) E
PRODUTIVIDADE (LOGA)

ANEXO 2A - GRÁFICOS DAS VARIÁVEIS SALÁRIO REAL LOG(WR), DESEMPREGO (LOGU), TAXA DE CÂMBIO (LOGQ) E PRODUTIVIDADE (LOGA)



ANEXO 3 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA, DE CO-INTEGRAÇÃO E MODELO VAR
PARA PRODUTIVIDADE, SALÁRIO REAL, TAXA DE DESEMPREGO
E TAXA DE CÂMBIO REAL

TABELA 3A -TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA A PRODUTIVIDADE (LOGA)

ADF Test Statistic	-3.217939	1% Critical Value*	-4.0503
		5% Critical Value	-3.4539
		10% Critical Value	-3.1523

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGA)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 16:49

Sample(adjusted): 1990:07 1998:12

Included observations: 102 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGA(-1)	-0.321318	0.099852	-3.217939	0.0018
D(LOGA(-1))	-0.018229	0.112422	-0.162144	0.8715
D(LOGA(-2))	0.132591	0.104373	1.270355	0.2071
D(LOGA(-3))	0.064844	0.087656	0.739747	0.4613
D(LOGA(-4))	0.036048	0.078256	0.460646	0.6461
D(LOGA(-5))	-0.104555	0.069434	-1.505818	0.1355
C	1.459019	0.450081	3.241679	0.0016
@TREND(1990:01)	0.002236	0.000701	3.189717	0.0019
R-squared	0.206476	Mean dependent var		0.006744
Adjusted R-squared	0.147384	S.D. dependent var		0.030110
S.E. of regression	0.027803	Akaike info criterion		-4.252192
Sum squared resid	0.072660	Schwarz criterion		-4.046312
Log likelihood	224.8618	F-statistic		3.494140
Durbin-Watson stat	2.039164	Prob(F-statistic)		0.002253

TABELA 3B - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA LOG(A) EM DIFERENÇA

ADF Test Statistic	-4.897824	1% Critical Value*	-2.5862
		5% Critical Value	-1.9432
		10% Critical Value	-1.6174

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGA,2)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 17:06

Sample(adjusted): 1990:08 1998:12

Included observations: 101 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGA(-1))	-1.232681	0.251679	-4.897824	0.0000
D(LOGA(-1),2)	0.071623	0.221409	0.323486	0.7470
D(LOGA(-2),2)	0.057813	0.195865	0.295168	0.7685
D(LOGA(-3),2)	0.135116	0.151582	0.891370	0.3750
D(LOGA(-4),2)	0.163565	0.113062	1.446686	0.1513
D(LOGA(-5),2)	0.028739	0.069284	0.414800	0.6792
R-squared	0.604411	Mean dependent var	-0.000554	
Adjusted R-squared	0.583591	S.D. dependent var	0.046776	
S.E. of regression	0.030185	Akaike info criterion	-4.105404	
Sum squared resid	0.086555	Schwarz criterion	-3.950050	
Log likelihood	213.3229	Durbin-Watson stat	2.000071	

TABELA 3C - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA DESEMPREGO (LOGU)

ADF Test Statistic	-3.438934	1% Critical Value*	-4.0485
		5% Critical Value	-3.4531
		10% Critical Value	-3.1519

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGU)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 16:53

Sample(adjusted): 1990:05 1998:12

Included observations: 104 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.234773	0.068269	-3.438934	0.0009
D(LOGU(-1))	0.125110	0.100685	1.242587	0.2170
D(LOGU(-2))	0.071780	0.099364	0.722397	0.4718
D(LOGU(-3))	0.061942	0.099054	0.625337	0.5332
C	1.451263	0.422173	3.437600	0.0009
@TREND(1990:01)	0.000773	0.000372	2.075973	0.0405
R-squared	0.111947	Mean dependent var		0.003091
Adjusted R-squared	0.066639	S.D. dependent var		0.097384
S.E. of regression	0.094084	Akaike info criterion		-1.833303
Sum squared resid	0.867470	Schwarz criterion		-1.680742
Log likelihood	101.3318	F-statistic		2.470767
Durbin-Watson stat	1.989216	Prob(F-statistic)		0.037482

TABELA 3D - TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA PARA (LOGU) EM PRIMEIRA DIFERENÇA

ADF Test Statistic	-7.068134	1% Critical Value*	-2.5858
		5% Critical Value	-1.9432
		10% Critical Value	-1.6174

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGU,2)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 17:08

Sample(adjusted): 1990:06 1998:12

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-1.373140	0.194272	-7.068134	0.0000
D(LOGU(-1),2)	0.351959	0.163357	2.154540	0.0336
D(LOGU(-2),2)	0.291116	0.131944	2.206356	0.0297
D(LOGU(-3),2)	0.245716	0.094854	2.590462	0.0110
R-squared	0.537654	Mean dependent var	-0.001684	
Adjusted R-squared	0.523644	S.D. dependent var	0.138365	
S.E. of regression	0.095498	Akaike info criterion	-1.821366	
Sum squared resid	0.902863	Schwarz criterion	-1.719046	
Log likelihood	97.80035	Durbin-Watson stat	1.980725	

TABELA 3E - TESTE DE RAIZ UNITARIA PARA TAXA DE CAMBIO REAL (LOGQ)

ADF Test Statistic	-2.500024	1% Critical Value*	-3.4965
		5% Critical Value	-2.8903
		10% Critical Value	-2.5819

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGQ)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 17:01

Sample(adjusted): 1990:09 1998:12

Included observations: 100 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGQ(-1)	-0.084527	0.033810	-2.500024	0.0142
D(LOGQ(-1))	0.449101	0.091803	4.892001	0.0000
D(LOGQ(-2))	-0.049600	0.094380	-0.525533	0.6005
D(LOGQ(-3))	-0.040535	0.094358	-0.429594	0.6685
D(LOGQ(-4))	-0.128480	0.089512	-1.435350	0.1546
D(LOGQ(-5))	-0.027838	0.084262	-0.330369	0.7419
D(LOGQ(-6))	0.339121	0.077581	4.371166	0.0000
D(LOGQ(-7))	-0.316303	0.080444	-3.931954	0.0002
C	0.789194	0.314502	2.509340	0.0139
R-squared	0.415974	Mean dependent var		0.003143
Adjusted R-squared	0.364632	S.D. dependent var		0.030671
S.E. of regression	0.024448	Akaike info criterion		-4.498827
Sum squared resid	0.054392	Schwarz criterion		-4.264362
Log likelihood	233.9413	F-statistic		8.101888
Durbin-Watson stat	2.084619	Prob(F-statistic)		0.000000

TABELA 3F -TESTE DE RAIZ UNITARIA PARA (LOGQ) EM PRIMEIRA DIFERENÇA

ADF Test Statistic	-4.819933	1% Critical Value*	-2.5860
		5% Critical Value	-1.9432
		10% Critical Value	-1.6174

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGQ,2)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 17:09

Sample(adjusted): 1990:07 1998:12

Included observations: 102 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGQ(-1))	-0.888924	0.184427	-4.819933	0.0000
D(LOGQ(-1),2)	0.253546	0.154082	1.645532	0.1031
D(LOGQ(-2),2)	0.058201	0.142052	0.409717	0.6829
D(LOGQ(-3),2)	0.200743	0.105323	1.905970	0.0596
D(LOGQ(-4),2)	-0.098613	0.086443	-1.140793	0.2568
R-squared	0.450456	Mean dependent var		0.000227
Adjusted R-squared	0.427795	S.D. dependent var		0.037622
S.E. of regression	0.028459	Akaike info criterion		-4.232952
Sum squared resid	0.078560	Schwarz criterion		-4.104276
Log likelihood	220.8805	Durbin-Watson stat		2.056018

TABELA 3G - TESTE DE RAIZ UNITARIA PARA SALARIO REAL (LOGWR)

ADF Test Statistic	-2.291988	1% Critical Value*	-4.0485
		5% Critical Value	-3.4531
		10% Critical Value	-3.1519

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGWR)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 17:21

Sample(adjusted): 1990:05 1998:12

Included observations: 104 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGWR(-1)	-0.150225	0.065543	-2.291988	0.0240
D(LOGWR(-1))	-0.010664	0.089321	-0.119389	0.9052
D(LOGWR(-2))	0.092641	0.088029	1.052400	0.2952
D(LOGWR(-3))	-0.203268	0.085453	-2.378713	0.0193
C	1.355098	0.588343	2.303247	0.0234
@TREND(1990:01)	0.000703	0.000331	2.125146	0.0361
R-squared	0.153576	Mean dependent var		0.004259
Adjusted R-squared	0.110392	S.D. dependent var		0.026875
S.E. of regression	0.025348	Akaike info criterion		-4.456256
Sum squared resid	0.062968	Schwarz criterion		-4.303694
Log likelihood	237.7253	F-statistic		3.556257
Durbin-Watson stat	2.147530	Prob(F-statistic)		0.005357

TABELA 3H - TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA PARA (LOGWR) EM PRIMEIRA DIFERENÇA

ADF Test Statistic	-8.349436	1% Critical Value*	-3.4946
		5% Critical Value	-2.8895
		10% Critical Value	-2.5815

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGWR,2)

Method: Least Squares

Date: 07/03/04 Time: 17:20

Sample(adjusted): 1990:06 1998:12

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGWR(-1))	-1.601941	0.191862	-8.349436	0.0000
D(LOGWR(-1),2)	0.389196	0.147026	2.647133	0.0095
D(LOGWR(-2),2)	0.410559	0.122772	3.344071	0.0012
D(LOGWR(-3),2)	0.107165	0.085030	1.260317	0.2105
C	0.006507	0.002550	2.551816	0.0123
R-squared	0.654473	Mean dependent var		0.000160
Adjusted R-squared	0.640370	S.D. dependent var		0.041784
S.E. of regression	0.025058	Akaike info criterion		-4.487941
Sum squared resid	0.061533	Schwarz criterion		-4.360041
Log likelihood	236.1290	F-statistic		46.40628
Durbin-Watson stat	1.966377	Prob(F-statistic)		0.000000

TABELA 3I - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO PARA O GRUPO SALÁRIO REAL, TAXA DE
CÂMBIO REAL, PRODUTIVIDADE E TAXA DE DESEMPREGO.

Date: 07/03/04 Time: 17:28

Sample: 1990:01 1998:12

Included observations: 103

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Series: LOGWR LOGU LOGQ LOGA

Lags interval: 1 to 4

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.203572	49.68590	47.21	54.46	None *
0.147235	26.24122	29.68	35.65	At most 1
0.067004	9.836329	15.41	20.04	At most 2
0.025805	2.692836	3.76	6.65	At most 3

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Co integrating Coefficients:

LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA
-1.320957	0.484660	-1.479592	0.803051
1.529355	0.878387	-0.605640	-1.385142
-0.436877	0.324630	0.113536	0.537548
-0.574663	0.173802	0.669847	-0.034793

Normalized Co integrating Coefficients: 1 Co integrating Equation(s)

LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA	C
1.000000	-0.366901 (0.21383)	1.120091 (0.40311)	-0.607931 (0.09663)	-14.35138

Log likelihood 840.6476

Normalized Co integrating Coefficients: 2 Co integrating Equation(s)

LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA	C
1.000000	0.000000	0.529114 (0.16534)	-0.724003 (0.05547)	-10.61744
0.000000	1.000000	-1.610728 (0.34671)	-0.316357 (0.11631)	10.17698

Log likelihood 848.8501

Normalized Co integrating Coefficients: 3 Co integrating Equation(s)

LOGWR	LOGU	LOGQ	LOGA	C
1.000000	0.000000	0.000000	-0.921568 (0.20706)	-4.725274
0.000000	1.000000	0.000000	0.285072 (0.59813)	-7.759948
0.000000	0.000000	1.000000	0.373390 (0.37801)	-11.13591

Log likelihood 852.4218

TABELA 3J – MODELO VAR

Date: 07/08/04 Time: 23:18				
Sample(adjusted): 1990:06 1998:12				
Included observations: 103 after adjusting endpoints				
Standard errors & t-statistics in parentheses				
Co integrating Eq: CointEq1				
LOGWR(-1)	1.000000			
LOGU(-1)	-0.366901			
	(0.21383)			
	(-1.71583)			
LOGQ(-1)	1.120091			
	(0.40311)			
	(2.77864)			
LOGA(-1)	-0.607931			
	(0.09663)			
	(-6.29158)			
C	-14.35138			
Error Correction: CointEq1	D(LOGWR)	D(LOGU)	D(LOGQ)	D(LOGA)
	-0.043119	0.226014	-0.123002	0.058707
	(0.02788)	(0.11725)	(0.03611)	(0.03795)
	(-1.54642)	(1.92755)	(-3.40619)	(1.54685)
D(LOGWR(-1))	-0.375542	-1.160369	0.205653	-0.188601
	(0.09736)	(0.40942)	(0.12609)	(0.13252)
	(-3.85722)	(-2.83417)	(1.63099)	(-1.42319)
D(LOGWR(-2))	0.051509	0.027453	0.122448	-0.074814
	(0.09785)	(0.41146)	(0.12672)	(0.13318)
	(0.52643)	(0.06672)	(0.96629)	(-0.56175)
D(LOGWR(-3))	-0.176537	0.103584	0.209568	-0.331492
	(0.09332)	(0.39243)	(0.12086)	(0.12702)
	(-1.89175)	(0.26396)	(1.73401)	(-2.60977)
D(LOGWR(-4))	-0.116089	0.063800	0.071093	-0.294286
	(0.09378)	(0.39437)	(0.12146)	(0.12765)
	(-1.23787)	(0.16178)	(0.58535)	(-2.30546)
D(LOGU(-1))	0.003119	-0.065303	0.021293	0.000837
	(0.02401)	(0.10099)	(0.03110)	(0.03269)
	(0.12988)	(-0.64666)	(0.68465)	(0.02562)
D(LOGU(-2))	-0.003089	-0.047302	-0.006804	0.008839
	(0.02374)	(0.09983)	(0.03074)	(0.03231)
	(-0.13014)	(-0.47385)	(-0.22131)	(0.27354)
D(LOGU(-3))	0.006362	-0.015138	-0.018283	0.001378
	(0.02365)	(0.09947)	(0.03064)	(0.03220)
	(0.26894)	(-0.15218)	(-0.59681)	(0.04280)
D(LOGU(-4))	0.035503	-0.208774	-0.051411	-0.021774
	(0.02226)	(0.09361)	(0.02883)	(0.03030)
	(1.59486)	(-2.23023)	(-1.78326)	(-0.71862)
D(LOGQ(-1))	0.053025	0.168061	0.332133	-0.153893
	(0.07554)	(0.31766)	(0.09783)	(0.10282)

	(0.70195)	(0.52907)	(3.39500)	(-1.49676)
D(LOGQ(-2))	-0.386335 (0.07521) (-5.13663)	-0.083143 (0.31628) (-0.26288)	-0.164401 (0.09741) (-1.68778)	-0.127952 (0.10237) (-1.24987)
D(LOGQ(-3))	-0.216378 (0.07341) (-2.94738)	0.155448 (0.30872) (0.50353)	0.163714 (0.09508) (1.72190)	0.070059 (0.09992) (0.70112)
D(LOGQ(-4))	-0.037361 (0.06973) (-0.53580)	0.502111 (0.29323) (1.71237)	-0.209693 (0.09031) (-2.32202)	0.013549 (0.09491) (0.14276)
D(LOGA(-1))	-0.168656 (0.07511) (-2.24548)	0.537768 (0.31585) (1.70261)	-0.155565 (0.09727) (-1.59925)	-0.209481 (0.10223) (-2.04906)
D(LOGA(-2))	-0.136944 (0.06431) (-2.12960)	0.167932 (0.27042) (0.62102)	-0.117248 (0.08328) (-1.40786)	-0.090840 (0.08753) (-1.03785)
D(LOGA(-3))	-0.173582 (0.06330) (-2.74226)	-0.147590 (0.26618) (-0.55447)	-0.161738 (0.08198) (-1.97295)	-0.045079 (0.08616) (-0.52322)
D(LOGA(-4))	-0.097344 (0.05577) (-1.74558)	-0.161055 (0.23451) (-0.68678)	-0.099670 (0.07222) (-1.38005)	0.064008 (0.07590) (0.84327)
C	0.012854 (0.00264) (4.87554)	0.003096 (0.01109) (0.27925)	0.005076 (0.00341) (1.48652)	0.012708 (0.00359) (3.54133)
R-squared	0.486406	0.309136	0.340084	0.234101
Adj. R-squared	0.383687	0.170963	0.208100	0.080921
Sum sq. resids	0.037873	0.669730	0.063523	0.070165
S.E. equation	0.021108	0.088765	0.027337	0.028731
F-statistic	4.735320	2.237310	2.576717	1.528274
Log likelihood	261.1241	113.1832	234.4902	229.3682
Akaike AIC	-4.720856	-1.848218	-4.203693	-4.104237
Schwarz SC	-4.260417	-1.387780	-3.743255	-3.643799
Mean dependent	0.004506	0.002259	0.003297	0.006679
S.D. dependent	0.026888	0.097488	0.030720	0.029969
Determinant Residual		9.57E-13		
Covariance				
Log Likelihood		840.6476		
Akaike Information Criteria		-14.84753		
Schwarz Criteria		-12.90345		

EDUIGES ROMANATTO

OS DETERMINANTES DO SALÁRIO REAL PARA A INDÚSTRIA BRASILEIRA
NO PERÍODO DE 1990-98

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

CURITIBA
JULHO DE 2004