

M

UFCE	BIBLIOTECA CENTRAL
100	100
100	100

SALÁRIOS E DESEMPREGO:

O Caso Brasileiro

Autor: LIANA MARIA CARLEIAL DE CASIMIRO

Orientador: RICARDO RÉGIS SAUNDERS DUARTE

BCME-BIBLIOTECA

Tese apresentada para obtenção do grau de Mestre em Economia ao Curso de Mestrado em Economia - CAEN da Universidade Federal do Ceará.

CATIVO

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ  
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA - CAEN

FORTALEZA

1976

## AGRADECIMENTO

Dentre as muitas pessoas que colaboraram na realização deste trabalho, agradecemos especialmente ao Professor Ricardo Régis Saunders Duarte, orientador da tese.

Aos Professores Antonio Luis Abreu Dantas, Dave Denslow, José Hamilton Gondim Silva e Manoel Bosco de Almeida pelas críticas e sugestões apresentadas.

Aos Srs. Francisco Edson Pinheiro Pessoa e José Caminha de Alencar Araripe Junior, responsáveis por todo o trabalho de computação junto ao Serviço de Processamento de Dados da Universidade Federal do Ceará.

As Sras. Deana Maria Cordeiro Esmeraldo pela organização bibliográfica e Maria Estrêla Soares Girão, pelos serviços de datilografia.

Ao Dr. Manuel Canuto de Oliveira pela revisão do trabalho.

Agradecemos ainda a todos que compõem o Curso de Mestrado em Economia - CAEN, e que de alguma maneira nos ajudaram.

Finalmente, devemos ressaltar que todas as opiniões emitidas são de nossa inteira responsabilidade.

## SUMÁRIO

BCME-BIBLIOTECA

Pág.

1 - INTRODUÇÃO .....	7
2 - PRIMEIRA PARTE .....	11
2.1 - <u>Aspectos Teóricos</u> .....	11
2.1.1 - Críticas ao Modelo Apresentado .....	18
2.2 - <u>Considerações Gerais</u> .....	22
2.2.1 - O Setor Urbano Agregado .....	23
2.2.2 - O Setor Industrial .....	28
2.2.3 - A Abordagem Permitida pelos Dados do PNAD .....	32
2.3 - <u>Uma Análise para o Caso Brasileiro</u> .....	37
3 - SEGUNDA PARTE .....	42
3.1 - <u>A Evidência do Modelo de Realimentação no Caso Brasileiro</u> .....	42
3.1.1 - Evidências Empíricas .....	45
4 - CONCLUSÕES .....	54
5 - TABELAS .....	66
6 - GRÁFICOS .....	84
7 - BIBLIOGRAFIA CONSULTADA .....	91

LISTA DE TABELAS

BCME-BIBLIOTECA

TABELAS

Pág.

I	Brasil. Setor Industrial. Emprego Observado. <u>Em</u> preço Estimado. Número de Desempregados. 1950/71	66
II	Brasil. Setor Industrial. Nível de Desemprego. Taxa de Variação Salário Médio Anual. Taxa de Variação do Nível de Desemprego. 1950/70 ..	67
III	Brasil. Setor Industrial. Nível de Desemprego . Taxa de Variação Salário Médio Anual. Taxa de Variação do Nível de Desemprego. 1951/70 (exclu <u>sive</u> os anos: 1954, 1962 e 1968) .....	68
IV	Rio de Janeiro, Guanabara, São Paulo, Santa Cata <u>rina</u> , Rio Grande do Sul, Paraná, Espírito Santo, Minas Gerais, Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Ba <u>hia</u> e Ceará. Taxa de Variação de Salário, Nível e Taxa de Variação do Desemprego. 1968/70 .....	69
V	Algumas Regiões do Brasil. Variáveis do Modelo de Covariância a Partir dos Dados do PNAD no Pe <u>r</u> íodo: 1968/70 .....	71
VI	Algumas Regiões do Brasil. Salários M <u>ínimos</u> . 1966/72 .....	73
VII	Algumas Regiões do Brasil. Número de Desemprega <u>dos</u> . 1968/70 .....	74
VIII	Brasil. Capacidade e Consumo de Energia El <u>étri</u> ca. "Proxi" para o Desemprego. 1952/72 .....	75
IX	Brasil. Taxa de Inflação, Velocidade da Taxa de Inflação, Aceleração da Taxa de Inflação e Taxa de Inflação Esperada. 1950/72 .....	76
X	Brasil. Taxas Semestrais de Inflação. 1950/73 .	77
XI	Brasil. Taxas Anuais de Inflação. 1949/73 .....	79
XII	Brasil. Taxas Trimestrais de Inflação. 1967/73 .	80

LISTA DE TABELAS (Continuação)

TABELAS

**BCME-BIBLIOTECA**

Pág.

XIII	Brasil. Taxas de Aumento da Produtividade para Fins de Cálculo dos Reajustes Salariais e Taxas do Aumento do PIB Per Capita. 1964/72 .....	81
XIV	Guanabara. Resíduo Inflacionário e Aumento do Índice de Custo de Vida. 1964/73 .....	82
XV	Guanabara. Salário Mínimo Real (Índice) 1950/71	83

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO	<b>BCME - BIBLIOTECA</b>	Pág.
1	Mercado de Trabalho .....	11
2	Curva de Phillips. Estimaco .....	15
3	Curva de Phillips. Anlise de Bronfenbrenner, Martin .....	20
4	Brasil. Emprego. Setor Industrial. 1950/71 .....	84
5	Brasil. Nvel de Desemprego. Setor Industrial 1950/71 .....	85
6	Brasil. Salrios Mdios Anuais. Setor Indus trial. 1950/71 .....	86
7	Brasil. Salrios Nominais Mdios Trimestrais por Regio. 1968/70 .....	87
8	Brasil. Nvel de Desemprego Trimestral por Re gio. 1968/70 .....	88
9	Brasil. Índice de Desemprego. 1952/72 .....	89
10	Brasil. Taxas Anuais de Inflaco. 1949/73 .....	90

## 1 - INTRODUÇÃO

Até 1930, aproximadamente, o mundo vivia sob o prisma clássico da teoria econômica, onde quaisquer discussões, visando a um melhor desempenho da economia, não tinha sentido prático, pois, por conta própria, ela chegaria ao equilíbrio com pleno emprego.

Assim, o fantasma do desemprego não preocupava como problema de graves consequências sobre o qual se pudesse agir através de políticas objetivas, já que era considerado como ocorrência de caráter temporário.

Após a introdução do pensamento Keynesiano, o nível de desemprego foi encarado como uma variável, que poderia ser alterada em função de objetivos pré-estabelecidos com a ajuda de uma política definida.

À medida que as novas idéias foram sendo aceitas e colocadas em prática, o comportamento do nível de desemprego e suas relações no mercado de trabalho constituíram-se em assunto do maior interesse, em razão de suas implicações sobre o restante da economia.

Dentre os muitos trabalhos inspirados na tentativa de esclarecer um pouco mais as relações decorrentes do funcionamento desse mercado, há o de A. W. Phillips, economista inglês, que analisou para o período 1861/1957 a experiência inglesa, no que se refere ao comportamento do nível do desemprego e da taxa de variação dos salários nominais. A relação apresentada por ele define o nível de desemprego, primordialmente, como a variável capaz de influir e determinar a taxa de variação dos salários.

Phillips constatou, para aquele período, que os maiores níveis de desemprego estão associados com as menores taxas de variação dos salários nominais. O que há, portanto, é uma escolha entre mais desemprego e menor taxa de variação dos salários nominais ou menos desemprego e maior taxa de va

riação dos salários nominais.

Uma vez conhecida a relação entre essas duas variáveis em questão, e conhecidos os níveis permissíveis politicamente de desemprego e tecnologicamente de produtividade, seria possível, através de decisões de política econômica, estabelecer-se trocas eficientes entre o nível de desemprego e a taxa de variação dos salários, com estabilidade de preços.

Em todos os trabalhos com esse objetivo, há a adoção do modelo desenvolvido por Phillips com respaldo teórico dado por ele e seus seguidores. Entretanto, uma observação deve ser feita com referência à universalidade concedida a essa relação. Muitas são as características e peculiaridades existentes no sistema, do qual surgiu a curva de Phillips, as quais, garantiram fortemente essa evidência. Logicamente, há um grande risco na concordância irrestrita dessa relação para sistemas diferenciados. É nesse caso que nos situamos. É óbvio que o quadro econômico brasileiro no período a ser analisado, 1950/70, apresenta diferenças fundamentais em relação ao existente na Inglaterra, no período 1861/1957, donde surgiu a relação de Phillips.

Mesmo assim, considerando tais dificuldades, a análise que desenvolveremos aqui é fundamentalmente inspirada no trabalho de Phillips.

Desta feita, a hipótese que nos propomos testar é a existência de uma relação definida entre nível de desemprego e a taxa de variação dos salários nominais, para o Brasil, no período 1950/70. O período em análise apresenta diferenças que poderão modificar os resultados esperados. Portanto, admitimos como hipótese adicional o fato de que para o 1º período, 1950/64, e para o 2º, 1965/70 a relação não seja a mesma.

Na primeira parte do nosso trabalho, faremos inicialmente uma rápida análise dos aspectos teóricos da curva de Phillips, sem, no entanto, descermos a detalhes. Em seguida, como "Considerações Gerais", apresentaremos a metodologia em



pregada e a análise dos resultados obtidos, a cada etapa da resolução do problema.

O teste da hipótese básica foi feito, primeiramente, voltado para o setor urbano agregado. Entretanto, os resultados encontrados não foram suficientemente convincentes para que encerrássemos nosso estudo neste ponto. Dessa feita, refizemos nossa análise apenas para o setor industrial, para o qual os dados apresentavam melhores condições. A seguir, discutiremos as conclusões obtidas com a manipulação dos dados fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) sobre salários e emprego, referente a algumas regiões do Brasil.

Concluimos a primeira parte com a citação do enfoque dado pelo Prof. Raul Ekerman, com respeito à curva de Phillips, para o caso brasileiro, onde a nossa contribuição é restrita à atualização dos dados e repetição dos testes feitos por esse autor, na tentativa de elucidarmos um pouco mais a conclusão obtida por nós.

Na segunda parte do trabalho, introduzimos um outro modelo, o qual pode ser ajustado para servir de complementação à análise da relação de Phillips. Tal modelo foi apresentado pelo Prof. Mário Henrique Simonsen para explicar a formação da taxa inflacionária. É o modelo da realimentação inflacionária. O período de tempo para o qual realizamos esse estudo é 1950/73. Essa abordagem, além de ter objetivos específicos, quanto ao comportamento das variáveis relevantes desse modelo, naquele período, será utilizada, adicionalmente, para revigorar alguns pontos da nossa análise feita na primeira parte, principalmente no que se refere à nossa hipótese adicional, isto é, a hipótese de que, no período 1950/70, a relação de Phillips não seria a mesma.

Finalmente, em função dos resultados obtidos, nas etapas enunciadas, apresentaremos as conclusões a que chegamos. E assim, esperamos que nos tenha sido possível aclarar ou pelo menos sugerir alguns pontos responsáveis pelo comportamen

to dos salários e desemprego no Brasil, durante o período  
1950/70.

**BCME-BIBLIOTECA**

## 2 - PRIMEIRA PARTE

### 2.1 - Aspectos Teóricos

Em princípio faremos uma apresentação bastante simples e intuitiva da relação de Phillips, tentando, a seguir, mostrar a importância do seu conhecimento na tomada de decisões, de caráter político-econômico.

A curva de Phillips é uma consequência direta e clara do funcionamento do mercado de trabalho, isto é, a idéia que gerou tal relação é um resultado da função-ajustamento que faz com que o equilíbrio no mercado de trabalho seja estável.

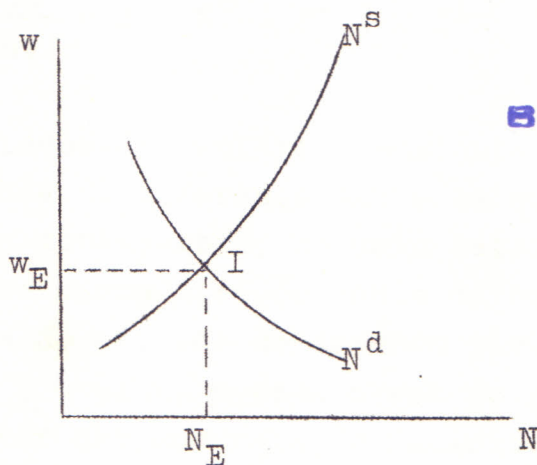


GRÁFICO Nº 1

Definindo,  $N^s = f(w)$ , onde  $w$  é o salário nominal

$N^d = g(w/P_0)$ , onde  $P_0$  é o nível de preços constante, como as funções oferta e demanda no mercado de trabalho; a oferta sendo determinada pelo salário nominal, enquanto a demanda, dependendo do valor real do salário; podemos representar graficamente tais relações para um dado nível de preços  $P_0$ , em um gráfico simples de duas dimensões  $(w, N)$ .

Supondo que as curvas acima são normais, isto é,

têm as inclinações apropriadas, obviamente encontraremos um ponto de equilíbrio, o qual determina o nível de salário nominal e o montante de emprego condizentes com a estrutura do mercado e o nível de preços determinado. O ponto E é um ponto de equilíbrio estável se existem forças que garantam a manutenção dos valores de  $w_E$  e  $N_E$  determinados nele, reagindo a qualquer mudança exógena, dos valores destas variáveis. Tais forças são uma decorrência do comportamento dos trabalhadores através da oferta e dos empresários com a demanda que, competindo para obter sempre o máximo para si, encontram somente no ponto E, um salário igualmente aceitável para as suas pretensões. Formalmente, podemos descrever tal fato pela função ajustamento:

$$\frac{dw}{dt} = f ( N_t^d - N_t^s ) , f' > 0 \quad (1)$$

isto é, a variação dos salários nominais em um determinado período  $t$ , depende da diferença entre as quantidades demandadas e ofertadas de mão-de-obra, naquele determinado período, sendo tal variação na mesma direção desta diferença. Assim, essa variação depende do excesso de demanda por mão-de-obra existente no mercado de trabalho, a cada nível de preço. Dessa forma, podemos considerar que uma relação indicadora do mesmo tipo de comportamento, seria:

$$\frac{dw}{dt} = f ( N_t^s - N_t^d ) , f' < 0 \quad (2)$$

A relação (2) nos diz que a variação dos salários nominais no tempo, é uma função inversa do número de desempregados, a cada período. Acreditamos, então, que Phillips tenha utilizado implicitamente esse comportamento quando definiu sua relação. No entanto, ele trabalhou com percentagens de salários e de emprego, a cada período, como segue:

$$\frac{dw/dt}{w} = \dot{w}_t = f \left( \frac{N_t^s - N_t^d}{N_t^s} \right), \quad f' < 0 \quad (3)$$

Chamando  $\left( \frac{N_t^s - N_t^d}{N_t^s} \right)$  de  $(u)^1$ , teríamos:

**BCME-BIBLIOTECA**

$$\frac{dw/dt}{w} = \dot{w}_t = f(u), \quad f' < 0 \quad (4)$$

Temos então que (4) fornece a relação estudada por Phillips, isto é, o nível de desemprego determinando a taxa de variação dos salários. Logo, para obtermos tal relação para uma dada economia é suficiente que se tomem dados referentes a um período de tempo, assinalando para cada ano a taxa de variação dos salários nominais e a percentagem (o nível) de desemprego.

Phillips, em seu estudo, procurou determinar fatores que explicassem a taxa de variação dos salários nominais, apontando, então, tres variáveis explicativas: o nível de desemprego ( $u$ ), a taxa de variação de desemprego ( $\dot{u}$ ) e a taxa de variação dos preços ( $\dot{p}$ ); esta última operando através dos ajustamentos do custo de vida em taxas de salário. Mesmo tendo apontado tres variáveis, Phillips só usou explicitamente, no seu modelo, o nível de desemprego. O raciocínio desenvolvido por ele diz que, quando a quantidade de demanda de trabalho é maior em relação à ofertada espera-se que

---

<sup>1</sup>( $u$ ) é a percentagem de desempregados na força de trabalho. Admitindo-se a hipótese de mão-de-obra homogênea, o excesso de oferta igual a zero implicaria em equilíbrio no mercado de trabalho, onde todos aqueles que desejassem trabalhar àquele salário, estariam empregados. Em caso de desequilíbrio, existindo excesso de oferta teríamos desempregados.

os empregadores ofereçam taxas de salários ascendentes. Por outro lado, se a quantidade demandada por trabalho é menor em relação à ofertada, os salários baixariam, apesar dos operários relutarem em oferecer seus serviços a taxa menores.

Isso levaria, então, a velocidade de ajustes das taxas de salários a serem diferentes. Esse enfoque serve como justificativa para a afirmação do autor de que a relação entre nível de desemprego e a variação dos salários nominais deveria ser altamente não linear.

A taxa de variação de desemprego ( $\dot{u}$ ), apesar de ter sido apontada como variável explicativa de ( $\dot{w}$ ), não foi alvo de qualquer tentativa de quantificação pelo autor, tendo sido incluída só em modelos posteriores, realizados com o fim de discutir as conclusões apontadas por Phillips. Da mesma forma, a taxa de variação dos preços não foi incluída, uma vez que ele admitia que essa variável só afetaria os salários nominais, ou seja, só faria com que os salários nominais se modificassem em respostas a variações de preços, em situações bastante específicas, como por exemplo: uma alta nos preços dos bens importados. Normalmente, seriam dadas sob o rótulo de ajustamentos no custo de vida, variações nos salários nominais que ocorreriam como resultado da demanda de trabalho dos empregadores.

Phillips analisou o período 1861/1957, para o Reino Unido, tendo dividido a análise em tres períodos: 1861/1913, 1913/1948 e 1948/1957. A equação escolhida foi:

$$\dot{w} = \alpha + \beta u + e \quad (5)$$

onde ( $\dot{w}$ ) é a taxa de variação dos salários nominais e ( $u$ ) o nível da força de trabalho desempregada. A curva ajustada pelo autor referia-se ao primeiro período analisado, 1861/1913, tendo sido utilizada também para os períodos 1913/1948 e 1948/1957, uma vez que foi admitida a idéia de que a relação não sofreu modificações substanciais ao longo dos anos. Tomando os

## BCME-BIBLIOTECA

dados desse primeiro período, a curva não pode ser ajustada para o total das observações porque alguns pontos iriam requerer logarítimos negativos. Dessa feita, Phillips agrupou as observações em seis classes de intervalos baseado no nível de desemprego, achando o nível médio de ambas as variáveis para cada um dos grupos. A curva ajustada, apresentou a seguinte equação:

$$\dot{w} = -0,9 + 9,638 u^{-1,394} \quad (6)$$

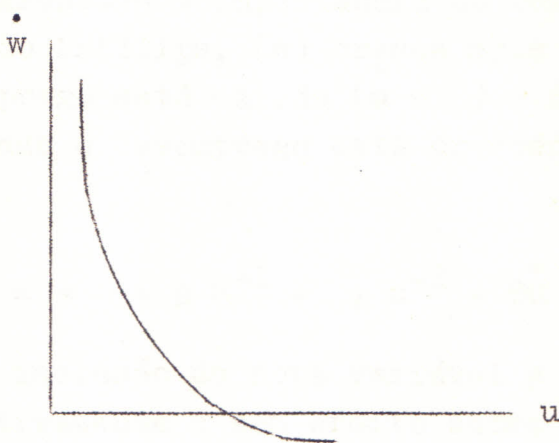


GRÁFICO N° 2

A partir dessa relação, Phillips previu um nível de desemprego de 2 1/2%, o qual manteria a estabilidade de preços com um incremento de produtividade anual da ordem de 2%. Por outro lado, a estabilização das taxas de salários nominais acarretaria um nível de desemprego da ordem de 5 1/2%.

É fácil observarmos que a análise de Phillips reduz as possibilidades de discussão sobre o assunto, uma vez que utiliza apenas duas variáveis, mesmo reconhecendo a validade e importância de outras. Assim, de acordo com seu trabalho, não há possibilidade de discussão do efeito de outras variáveis sobre a taxa de salários.

Uma outra abordagem foi feita, utilizando as mesmas informações enunciadas por Phillips, sendo que com uma ou

tra metodologia. Tal trabalho foi realizado por Lipsey<sup>2</sup>. Nessa nova abordagem são ajustadas todas as observações do primeiro período pelo OLS. De início, não há diferença substancial entre as conclusões. A equação utilizada foi:

$$\dot{w} = \alpha + \beta u^{-1} + \gamma u^{-2} + e \quad (7)$$

ECME-BIBLIOTECA

Tal equação também trata apenas de  $\dot{w}$  e  $u$ . No entanto, foi incluída em nova especificação a variável ( $\dot{u}$ ) com o intuito de observar-se a importância do relacionamento dela com ( $\dot{w}$ ). Segundo Phillips, ( $\dot{w}$ ) cresce mais do que o esperado quando o desemprego está caindo ( $\dot{u} < 0$ ) e decresce mais do que o esperado quando o desemprego está crescendo ( $\dot{u} > 0$ ). Testa-se então:

$$\dot{w} = \alpha + \beta u^{-1} + \gamma u^{-2} + \theta \dot{u} + e \quad (8)$$

A inclusão da nova variável e a possibilidade de medir quantitativamente o seu efeito sobre ( $\dot{w}$ ) permitiu a análise da afirmativa feita por Phillips de que, ao longo do tempo, a taxa de variação do desemprego influencia com menor intensidade a taxa de variação dos salários<sup>3</sup>. A outra variável citada por Phillips mas não inserida no modelo, ( $\dot{p}$ )<sup>4</sup>, foi também considerada:

$$\dot{w} = \alpha + \beta u^{-1} + \gamma u^{-2} + \dot{u} + \rho \dot{p} + e \quad (9)$$

<sup>2</sup>Lipsey, Richard G. "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862/1957. A further analysis" *Econômica*, XXVII Fev. 1960.

<sup>3</sup>Considerando a equação (8)  $\dot{w} = \alpha + \beta u^{-1} + \gamma u^{-2} + \theta \dot{u} + e$  significaria dizer que o coeficiente ( $\theta$ ) deveria diminuir a cada período.

<sup>4</sup> $\dot{p} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$



Para Lipsey, o custo de vida afeta às taxas de variação dos salários nominais não apenas em casos específicos, portanto, relaciona ( $\dot{w}$ ) de uma maneira direta com ( $\dot{p}$ ).

As conclusões a que chegou Lipsey, são as seguintes:

a) Existe uma relação significativa entre a taxa de variação dos salários nominais ( $\dot{w}$ ), o nível e a taxa de variação do desemprego ( $u$ ), ( $\dot{u}$ ) e a taxa de variação dos preços ( $\dot{p}$ ). Entretanto, a relação entre tais variáveis não é a mesma em todo o período.

b) A influência da taxa de variação do desemprego ( $\dot{u}$ ) com relação à taxa de variação dos salários nominais ( $\dot{w}$ ) não diminui durante o período.

c) A hipótese de que a taxa de variação do nível dos preços ( $\dot{p}$ ) afeta a taxa de variação dos salários nominais ( $\dot{w}$ ) só em casos específicos é rejeitada.

d) O relativo poder explicativo de ( $u$ ), ( $\dot{u}$ ) e ( $\dot{p}$ ) não é o mesmo em relação a ( $\dot{w}$ ) por todo o período.

Tais conclusões também serão vistas e analisadas na próxima seção.

Voltando à função ajustamento definida em termos do excesso de demanda e da taxa de variação dos salários nominais em (1), vimos que a velocidade na qual mudam as taxas de salário depende do excesso de demanda. Assim, os sindicatos poderiam afetar as relações nessa função ajustamento. A ação dos sindicatos seria sentida através da curva de oferta e mudanças nessa curva fariam aparecer observações na função ajustamento. Os sindicatos ainda poderiam influenciar a velocidade desses ajustamentos. No caso de um excesso de demanda, eles poderiam causar um rápido crescimento nos salários e uma pequena queda no caso de excesso de oferta, num montante maior do que de forma normal ocorreria.

## BCME-BIBLIOTECA

## 2.1.1 - Críticas ao Modelo Apresentado

Muitas críticas foram formuladas ao modelo teórico desenvolvido por Phillips. De muita importância é a crítica feita, apontando a presença da ilusão monetária na função oferta de mão-de-obra. Supondo um acréscimo de dinheiro na economia, dada uma situação de equilíbrio no mercado de trabalho, tal acréscimo seria acompanhado inicialmente por um aumento nos salários nominais e posteriormente por um "não esperado" aumento de preços, gerando assim modificações nas forças componentes do mercado de trabalho. Assim, é possível a formação da relação de Phillips só em decorrência da não incorporação "a priori" do aumento de preços na variação dos salários, ou seja, da presença de ilusão monetária no mercado de trabalho. Considerando o modelo sugerido por Phillips, temos que:

$$\dot{w} = f(u, \dot{u}, \dot{p}) \quad (10)$$

No entanto, só foi considerado (u) como variável explicativa, assim:

$$\dot{w} = \alpha + \beta u + \gamma \dot{u} + \theta \dot{p} + e \quad (11)$$

onde  $\gamma$  e  $\theta$  são iguais a zero. A suposição ( $\theta = 0$ ) significa a concordância com o fato da ocorrência de ilusão monetária e assim os aumentos de preços a cada período não são notados. Este fato permite um novo enfoque do problema. Há estudiosos<sup>5</sup> da relação de Phillips que discordam do "trade-off" entre taxa de variação dos preços ou taxa de variação dos salários e desemprego. Tal discordância é fundamentada em resultados empíricos

<sup>5</sup> Para o caso do Brasil ver:

Ekerman, Raul - Crescimento Industrial, desemprego e o processo inflacionário no Brasil, no período 1950/66. São Paulo, Revista de Teoria e Pesquisa Econômica, Vol. 1, Nº 2, 1970.

obtidos com a manipulação dessas variáveis.

Consideramos o modelo da curva de Phillips, definido por Lemgruber<sup>6</sup> para o mercado de bens e serviços:

$$\dot{p}_t^7 = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 u_t + e \quad (12)$$

com a suposição de que,  $\dot{p}_t^e = \dot{p}_{t-1}$ , isto é, a taxa de inflação esperada no período t é igual à taxa de inflação do período anterior. Esse modelo pode ser transformado num modelo de aceleração, se é feita a hipótese de que ( $a_1 = 1$ ) ou seja, inexistência de ilusão monetária. Assim, teríamos,

**BCME-BIBLIOTECA**

$$(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) = a_0 + a_2 u_t + e \quad (13)$$

Utilizando a hipótese de Friedman<sup>8</sup> de que  $(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1})$  é a aceleração da inflação e se ( $a_2 < 0$ ), o "trade-off" existente seria entre taxa de aceleração da inflação e desemprego.

Além dessas discussões, muitas outras são feitas em termo da validade e importância desse estudo, no que diz respeito à ajuda que o conhecimento da relação de Phillips proporcionaria para qualquer economia. Uma análise pode ser desenvolvida, procurando mostrar a possibilidade de interferência politico-econômica na relação de troca salário - desemprego, com o intuito de galgar melhores posições em função dos objetivos de cada sistema. Uma análise, com esse intuito, foi feita

---

<sup>6</sup>Lemgruber, Antonio Carlos.

O autor utiliza uma variável "proxi" para medir o desemprego, a qual, nessa etapa do nosso trabalho não é necessário defini-la, uma vez que tal procedimento não prejudicará a apresentação que no momento estamos desenvolvendo.

<sup>7</sup> $\dot{p}_t = \text{taxa de inflação} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$

<sup>8</sup>Friedman, apud Antonio Carlos Lemgruber, op. cit.

por Bronfenbrenner<sup>9</sup>. Utilizando o modelo definido em (1), temos:

$$\frac{dw}{dt} = f (N_t^d - N_t^s),$$

onde  $(N_t^d - N_t^s)$  é o excesso de demanda (E). Logo:

$$\frac{dw}{dt} = \lambda E, \tag{14}$$

onde  $\lambda$  é uma constante positiva.

Introduzindo uma medida do incremento da produtividade teríamos que:

$$\frac{dw}{dt} = \frac{dw_0}{dt} + \lambda E \tag{15}$$

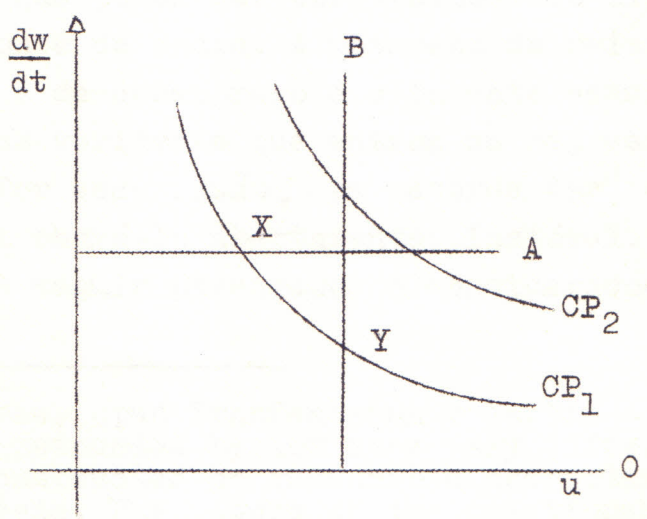


GRÁFICO Nº 3

<sup>9</sup>Bronfenbrenner, Martin - Income Distribution Theory. Chicago, Aldine, 1971. Cap. 11, Pags. 284-290.

Consideramos "A" como a estimativa da produtividade quando não há excesso de demanda. Assim, "A" é também a estimativa do incremento anual da produtividade marginal. Bronfenbrenner nesta análise utiliza as suposições neo-clássicas de crescimento econômico e, portanto, "A" representa adicionalmente o incremento anual da produtividade média do trabalho. Como não é suposto redistribuição de renda em favor do trabalho, êsse é o aumento máximo do salário consistente com a estabilidade de preços.

"B" por outro lado é o máximo permissível, politicamente, de desemprego.

Diante dessas condições,  $CP_1$  pode ser considerada uma boa curva de Phillips. Logo, seria possível, a partir de  $CP_1$ , uma série de trocas políticas XY, todas envolvendo alto nível de emprego com estabilidade de preços. A  $CP_2$ , por razões evidentes, é considerada uma má curva de Phillips.

Finalmente, podemos apontar uma última crítica a tal relação com referência à especificação das variáveis. "Rees<sup>10</sup> está surpreendido pela existência de várias curvas de Phillips diferentes que podem ser construídas sob hipóteses razoáveis da mesma fonte de dados. A natureza da relação entre variações de salário e de desemprego é altamente sensitiva à escolha exata de outras variáveis que entram na regressão às formas de todas elas. Por essa razão, os autores das curvas de Phillips fariam bem em chamá-la abertamente: Instável. Aplicar com muito cuidado". A seguir passaremos a considerações gerais.

---

<sup>10</sup> Albert Rees, apud Bronfenbrenner Martin - op. cit.  
"Rees is astounded by how many very different Phillips curves can be constructed on reasonable assumptions from the same body of data. The nature of the relationship between wage changes and unemployment is highly sensitive to the exact choice of the other variables that enter the regression and to the forms of all the variables. For this reason, the authors of Phillips curves would do well to label them conspicuously: Unstable. Apply with extreme care."

## 2.2 - Considerações Gerais

Esse estudo tem por finalidade apontar uma relação entre o nível de desemprego urbano e a taxa de variação dos salários nominais, pagos no setor urbano do país, no período 1950/70. Consideramos aqui atividades características do setor urbano, as industriais, comerciais e de prestação de serviços em geral.

A primeira vista, pode parecer incompleta a idéia desenvolvida unicamente para o setor urbano, excluindo as atividades do setor agro-pecuário. Portanto, tentaremos justificar a análise desenvolvida apenas para um setor.

Inicialmente, tentando concordar com os princípios adotados por todos os trabalhos do gênero, admitimos como hipótese a igualdade entre produtividade marginal e salário real. Para o setor urbano, temos que essa hipótese não é garantida pelos mecanismos de formação dos salários. No entanto, tal hipótese apresenta menor validade quando feita para o setor rural. Mesmo abandonando esse princípio, temos explicações bastante satisfatórias para nos voltarmos apenas para um setor.

É conhecida a insuficiência de dados sobre a grande maioria das variáveis econômicas relevantes. Esse fato aumenta de proporção quando nos interessamos pelo setor agrícola devido às próprias características de instabilidade do setor, dependência de condições climáticas favoráveis, etc. Outro fator seria a total desorganização da força de trabalho na zona rural e a conseqüente inexistência de sindicatos organizados, que batalhem pelos direitos dos trabalhadores. Essa desorganização representa um empecilho à aplicação da relação de Phillips ao setor rural, pois tal relação pressupõe uma atitude firme e atuante dos grupos trabalhistas, no que diz respeito à barganha de seus salários. Podemos lembrar ainda que a maioria dos pagamentos realizados na agricultura são sob a forma de "parceria" onde o agricultor recebe partes da produção,

a qual varia segundo o sistema estabelecido: de "meia", "terça", etc. Essa também é uma situação conseqüente da desorganização citada acima e que dificulta a aplicação da relação de Phillips.

Existe, realmente nisso tudo, a verdade de que grande parte da população economicamente ativa do país está absorvida pelo setor agrícola. Entretanto, uma vez conhecidas as formas bastante especiais de emprego e remuneração que o caracterizam, optamos por sua exclusão.

BCME-BIBLIOTECA

### 2.2.1 - O Setor Urbano Agregado

De acordo com a explicação feita na seção acima, consideraremos as atividades industriais, comerciais e de prestação de serviços como atividades do setor urbano como um todo. Definido, com relação a essas atividades, o salário nominal médio anual<sup>11</sup> e o nível de desemprego urbano<sup>12</sup>, teremos então as variáveis, inicialmente necessárias à nossa análise, que são: nível de desemprego ( $u$ ), taxa de variação do desemprego ( $\dot{u}$ )<sup>13</sup> e taxa de variação dos salários monetários ( $w$ )<sup>14</sup>.

<sup>11</sup>A variável salário nominal médio anual é obtida através do valor total pago e o número de empregados a cada ano.

$w_t$  = salário nominal médio no período  $t$  = Total salários pagos no período  $t$  dividido pelo número de empregados no período  $t$ .

<sup>12</sup>O desemprego urbano foi obtido através da diferença entre População Economicamente Ativa, de agora em diante PEA, referente ao setor urbano e o emprego urbano a cada ano. A PEA urbana obtém-se, excluindo-se da PEA total a referente ao setor agrícola. O conceito de Pessoas Ocupadas funcionou como o número de empregados a cada ano.

(a)  $PEA_{URB_t} - Emprego_{URB_t} = DESEMPREGO_{URBANO_t}$   
 (b)  $u_t = \text{nível ou percentagem de desemprego no período } t = \frac{\text{Desemprego Urbano}_t}{PEA_{urbana_t}}$

<sup>13</sup>
$$\dot{u}_t = \frac{u_t - u_{t-1}}{u_{t-1}}$$

<sup>14</sup>
$$\dot{w}_t = \frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}$$

A informação sobre desemprego inclui unicamente a posição do desemprego aberto. Este procedimento não significa o desconhecimento da importância da inclusão de uma medida de subemprego. No entanto, tal tratamento é impossível de ser seguido dado a inexistência de informações que permitam a formação dessa medida. Assim, a conceituação de desemprego aberto refere-se à diferença entre a PEA urbana e aqueles que exercem atividade profissional remunerada.

Os dados<sup>15</sup> têm duas formações, sendo que para todo o período 1950/70, só existem informações ano a ano para as séries referentes ao setor industrial<sup>16</sup>, enquanto que os seto

---

<sup>15</sup> A 1ª formação permite informações seguidas para o setor industrial de 1950 a 1970. As informações para os outros setores são as contidas no Censo, sendo que a partir do ano de 1967 utilizamos os dados publicados pela Lei dos 2/3. A informação referente a emprego é dada uma vez por ano e foi considerada média anual e o salário referente a essa informação, multiplicado por doze, representou o total pago no ano. A 2ª formação é idêntica à 1ª, constituindo-se a única diferença o fato de que a partir de 1967, as informações utilizadas para todos os setores foram as fornecidas pela Lei dos 2/3.

<sup>16</sup> As atividades industriais compreendem na sua maioria as indústrias de transformação: Minerais não Metálicos: Metalúrgica, Mecânica, Materiais Elétricos e Comunicação; Materiais de Transportes, Madeira, Mobiliário, Papel e Papelão, Borracha, Couros, Peles e Produtos Similares; Química, Produtos Farmacêuticos e Medicinais; Produtos de Perfumaria, Sabões e Velas, Produtos de Matérias Plásticas, Têxtil, Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos; Produtos Alimentícios, Bebidas; Fumo; Editorial e Gráfica; Diversos, tendo-se em alguns anos a inclusão de Indústria Extrativa de Produtos Minerais e Vegetais, Construção Civil e Utilidade Pública. Os dados apresentados compreendem empresas que representam cerca de 90% da produção industrial brasileira (obtidos através de pesquisa, por amostragem, dos informantes selecionados, com base no inquérito "Produção Industrial - 1966" a que foram adicionados os resultados de levantamento geral dos estabelecimentos instalados no país, no período 1967-70.



res comércio<sup>17</sup> e serviços<sup>18</sup> exigem que os dados sejam trabalhados.

Levando em conta a deficiência de nossos dados estatísticos, admitimos ter encontrado medidas daquelas variáveis econômicas, mas que possivelmente não correspondem rigorosamente às suas usuais definições. Entretanto, como a parcela conseguida é de grande representatividade em relação ao global da economia, acreditamos que possamos retratar a sua real situação.

Várias foram as especificações feitas, tentando uma melhor explicação para a relação de Phillips. Observamos, no entanto que, a partir dos dados e equações utilizadas, não se conseguiu evidência para a existência de tal relação, para o Brasil, no período 1950/70. Mais forte ainda do que essa conclusão é o fato de que a maioria das equações, através dos testes realizados, rejeitarem a hipótese de regressão, ou seja, negarem uma relação entre as variáveis.

Das equações ajustadas, as que apresentaram melhores condições foram as seguintes:

$$\begin{aligned} \dot{w} &= 3,159564 + 5,049460 u \\ &(-2,429908) (2,729185) \\ R^2 &= 0,29 \text{ e o teste}^{19} \text{ D-W satisfatório} \end{aligned}$$

BCME-BIBLIOTECA (16)

<sup>17</sup>As atividades do setor comércio são: Produtos Agropecuários, Produtos para Indústria de Extração Animal, Vegetal e Mineral. Ferragens e Produtos Metalúrgicos, Material de Construção e Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos, Veículos e Acessórios. Papel, Impressos e Artigos de Escritório. Produtos Químicos, Preparados Farmacêuticos e Artigos afins. Combustíveis e Lubrificantes. Fios Textéis, Tecidos, Artefatos de Tecidos, Artigos de Vestuário e Artigos de Armário. Gêneros Alimentícios.

<sup>18</sup>As atividades do setor serviços são: Serviços de Alojamentos e Alimentação, Serviços Pessoais, Serviços Comerciais e Serviços de Diversões, Radiodifusão e Televisão

<sup>19</sup>Teste feito a 1% de significância

$$\dot{w} = 3,890855 - 2,457527/u \quad (17)$$

(2,973073) (-2,679513)

$R^2 = 0,28$  e o teste D-W satisfatório

$$\dot{w} = -7,090216 + 9,299053\dot{u} + 12,025161u^{-1} - \quad (18)$$

(-0,296980)(3,437384) (0,356034)

$-4,999884 u^{-2}$

(-0,418483)

$R^2 = 0,43$  e o teste<sup>20</sup> D-W satisfatório

BCME-BIBLIOTECA

As equações (16) e (17) tratam apenas do modelo simples apresentado por Phillips, onde a única variável explicativa de ( $\dot{w}$ ) é ( $\dot{u}$ ). Os resultados não confirmam o "trade-off" esperado e os recursos estatísticos aplicados não dão margem a mais explicações. Já a equação (18) apresenta uma roupagem nova, inspirada no trabalho de Lipsey<sup>21</sup>, onde a variável ( $\dot{u}$ ) também é considerada explicativa de ( $\dot{w}$ ). Aliás, tal variável foi considerada por Phillips, mas não esteve presente em seu modelo. Essa equação também não evidencia o "trade-off". Apresenta um  $R^2$  bem mais alto que as anteriores, sendo que a responsabilidade de tal magnitude é atribuída a ( $\dot{u}$ ), uma vez que o R parcial entre ( $\dot{w}$ ) e ( $\dot{u}$ ) é 0,424783. Temos também que só ( $\dot{u}$ ) apresenta significância.

Assim, essa primeira abordagem não apresenta maiores condições de explicar o problema. Essa evidência pode ser atribuída à deficiência dos dados, mas acreditamos ser essa tentativa válida uma vez que tais dados, mesmo imperfeitos, são o retrato da situação e representam melhor do que qualquer tentativa de aproximar a realidade através de "dados proxy", etc. Com o fim de obtermos melhores resultados ou ainda maiores subsídios que fortaleçam a situação encontrada, tentaremos

---

<sup>20</sup>Teste feito a 5 e 1% de significância

<sup>21</sup>Ver nota de rodapé<sup>2</sup>

uma outra abordagem para o problema.

A explicação quanto à abordagem do problema volta da unicamente para o setor urbano, já foi citada inicialmente. Nesse setor, ficam portanto, as atividades industriais, comerciais e de serviços. Logicamente, para uma análise mais restrita, as atividades comerciais e de serviços não garantem muito sucesso, uma vez que a flexibilidade com relação aos dados é muito pequena.

Dentre as atividades componentes do setor urbano, acreditamos que a industrial é a portadora das melhores condições para o desenvolvimento de uma análise setorial. Tal atividade é possivelmente a mais organizada e sua participação em termos de emprego é bastante relevante. A comparação entre a atividade industrial e o setor urbano agregado denota o fato de que o agregado tem um comportamento visivelmente definido por aquela atividade. Em adição a tais condicionantes, há uma maior facilidade de informações para essa atividade.

Dessa feita, tentaremos medir o comportamento das variáveis (w) e (u) apenas para um setor de atividade<sup>22</sup>, o industrial.

---

<sup>22</sup> Existem algumas vantagens na utilização de apenas um setor de atividade para a definição de uma relação de Phillips, citadas por: Hamermesh, Daniel S. Wage, Bargains, Threshold Effects, and the Phillips Curve The Quarterly Journal of Economics Vol. LXXXIV - August, 1970 - Nº 3. Argumenta ele que as taxas de salários de diferentes categorias especializadas podem mudar desproporcionalmente dentro de cada período. Assim, uma diminuição do nível de desemprego poderia ser acompanhada, se não de uma queda de taxa de variação de salários mas, pelo menos a taxa de variação dos salários poderá não crescer nos níveis esperados. Logo, se trabalhamos com informações médias, tais variáveis são passíveis de viés de vido a quaisquer diferenças setoriais de salários.

## 2.2.2 - O Setor Industrial

Para o setor industrial<sup>23</sup>, como frisamos anteriormente, dispomos de dados ano a ano durante o período 1950/71, tendo-se uma informação adicional.

A variável salário foi extraída diretamente das informações sobre salários pagos naquele setor. Já a variável desemprego industrial necessitou ser trabalhada. Essa variável foi conseguida da seguinte forma: tomando-se as informações referentes a Número de Empregados a cada ano, observamos que existem anos nos quais esse número é menor em relação ao ano anterior. Assim, na distribuição do emprego no tempo existem "picos", ou seja, anos nos quais o número de empregados destaca-se relativamente a outros anos. Dessa forma, é possível ligarmos os "anos picos", (Ver Gráfico Nº 4) e a cada ano obteremos duas informações<sup>24</sup>.

**BCME-BIBLIOTECA**

$E$  = Nível de Emprego Observado

$E^+$  = Nível de Emprego Estimado

A diferença ( $E^+ - E$ ) daria o número de desempregados para esse setor, a cada ano. A idéia é fixada no sentido de medir não só o desemprego aberto, mas também uma certa forma de subemprego. A explicação é a seguinte: se no ano  $t$ , "Y" estão empregados no setor industrial, e no ano  $t+1$ , o nº de empregados é " $X$ " < " $Y$ ", existe uma diferença " $(Y - X)$ " de pessoas capazes de trabalhar nesse setor, mas não estão sendo absorvidas. Isto significa que num certo período de tempo tais pessoas ( $Y - X$ ) estavam empregadas nesse setor, tinham capacidade para tal e em um outro encontravam-se sem exercer essa a

---

<sup>23</sup>A composição dos dados para o setor industrial é a mesma a apresentada na seção anterior, sendo que aqui não utilizaremos as informações da Lei dos 2/3.

<sup>24</sup>Poderíamos considerar, alternativamente,  $E^+$ , como Emprego Potencial e  $E$  como Emprego Real.

tividade. Existe, portanto, um número de pessoas com condições para tais atividades e não são absorvidas. Não podemos esquecer, é claro, a transferência do fator trabalho entre os setores, como também a saída natural do mercado de trabalho devido à velhice, invalidez, etc.

Uma outra explicação para a variável  $(E^+ - E)$  é que tal diferença pode ser considerada como número de vagas não preenchidas a cada período, supondo que o potencial de vagas não decresça.

Alguns modelos, na tentativa de definir a relação de Phillips, incluem tal indicador na formação de variável explicativa da taxa de variação dos salários.

Assim:  $w = f(v - u)^{25}$ . No entanto, tal abordagem perderia seu sentido prático se aplicada a uma estrutura que não tenha o controle de tais vagas como também portadora de sérios problemas de desemprego. (Ver Gráfico Nº 5, Tabelas I e II).

Para esse setor trabalharemos também com taxa de variação dos salários ( $w$ ), taxa de variação do desemprego ( $\dot{u}$ )<sup>26</sup> e percentagem de desemprego<sup>27 28</sup>.

<sup>25</sup>  $v$  é o número de vagas não preenchidas  
 $u$  é o número de desempregados

<sup>26</sup> A taxa de variação do desemprego será dada como:

$$u = \frac{2 [(E^+ - E)_{t+1} - (E^+ - E)_t]}{(E^+ - E)_{t+1} + (E^+ - E)_t} \quad (\text{Ver Gráfico Nº 3 e Tabela III})$$

<sup>27</sup> A percentagem de desemprego é dada por:  $u = \frac{(E^+ - E)}{E^+}$

<sup>28</sup> Antonio Carlos Lemgruber em seu trabalho "Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração" define uma relação de Phillips, para o mercado de bens e de serviços, onde a variável relativa à medida de desemprego é aproximada por um indicador global do excesso de demanda. Tal indicador ( $H_t$ ) é por sua vez aproximado por uma "proxi" que é o hiato relativo entre produção normal ou potencial ( $y^+$ ) e real ( $y$ ).

$$H_t = \log y_t^+ / y_t = \log y_t^+ - \log y_t$$

Dada a forma de obtenção do nível de desemprego existem anos nos quais a percentagem de desemprego é zero. Por isso, utilizamos os dados referentes a 1950/71 e, numa outra abordagem<sup>29</sup>, ignoramos os anos nos quais o desemprego apresenta uma percentagem igual a zero.

Para esse setor, especificamos sob várias formas o modelo, incluindo novas variáveis, tais como  $(\dot{P})_{t-1}$  e  $(\dot{w}_{t-1})$ , isto é, o efeito defasado de taxas de variação dos níveis de preços e de salários. Uma outra tentativa foi a introdução de uma variável "dummy" a qual assumia valor 1 (um) no período 1950/64 e 0 (zero) no período 1965/71, na perspectiva de denotar diferenças entre tais períodos<sup>30</sup>. A inclusão dessa variá

<sup>29</sup>No 1º enfoque tivemos 21 informações e no segundo 17 informações.

- <sup>30</sup>a)  $\dot{w}_t = a + bu_t^{-2} + c(\dot{p})_{t-1} + dD + e$   
 b)  $\dot{w}_t = a + bu_t^{-2} + cD + e$   
 c)  $\dot{w}_t = a + bu_t^{-2} + c + e$   
 d)  $\dot{w}_t = a + bw_{t-1} + cu_t^{-2} + e$   
 e)  $\dot{w}_t = a + bw_{t-1} + u_t + e$   
 f)  $\dot{w}_t = a + bw_{t-1} + c(\dot{p})_{t-1} + du_t^{-2} + e$   
 g)  $\dot{w}_t = a + bu_t^{-1} + cu_t^{-2} + d\dot{u}_t + e$   
 h)  $\dot{w}_t = a + bu_t + c(\dot{p})_{t-1} + D + e$   
 i)  $\dot{w}_t = a + bu_t + cD + e$   
 j)  $\dot{w}_t = a + bu_t + c(\dot{p})_{t-1} + cD + e$   
 k)  $\dot{w}_t = a + bu_t + e$   
 l)  $w_t = a + bw_{t-1} + cw_t + e$   
 m)  $\dot{w}_t = a + b\dot{w}_{t-1} + cu_t + e$   
 n)  $\dot{w}_t = a + bw_{t-1} + c(\dot{p})_{t-1} + du_t + e$   
 o)  $\dot{w}_t = a + bu_t + c(\dot{p})_{t-1} + d\dot{u}_t + e$   
 p)  $w_t = a + bu_t + c(\dot{p})_{t-1} + dD + e$   
 q)  $\dot{w}_t = a + bu_t + c(\dot{p})_{t-1} + e$   
 r)  $\dot{w}_t = a + bu_t + c(\dot{p})_{t-1} + e$   
 s)  $\dot{w}_t = a + bu_t + cu_t + d(\dot{p})_{t-1} + fD + e$   
 t)  $w_t = a + bw_{t-1} + cu_t + d(\dot{p})_{t-1} + fD + e$

BCME-BIBLIOTECA

vel "dummy" teria por objetivo trazer mais alguma evidência para o relacionamento salário-desemprego, uma vez que durante os anos 1950/64 a conjuntura econômica, institucional e política possui diferenças acentuadas em relação ao período que se segue, 1965/71, as quais influiriam sobremaneira a relação entre aquelas variáveis.

As várias especificações tomadas tinham por objetivo evidente a busca da maior clareza possível sobre o comportamento dessas variáveis.

Dos resultados obtidos alguns pontos merecem discussão. Considerando as equações (s) e (o), respectivamente, temos:

### BCME-BIBLIOTECA

$$\begin{aligned} \dot{w}_t = & 0,323121 - 2,486296u - 0,06689\dot{u} + & (19) \\ & (2,809107) (-1,362486) (-0,918612) \\ & + 0,006161(\dot{p})_{t-1} \\ & (1,802298) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,18$$

$$\begin{aligned} \dot{w}_t = & 0,023500 - 2,777738u - 0,084033\dot{u} + & (20) \\ & (0,127793) (-1,650877) (-1,246025) \\ & + 0,010371(\dot{p})_{t-1} + 0,285749D \\ & (2,739495) (1,990744) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,35$$

Comparando as duas equações, observa-se que a única diferença é a presença de uma variável "dummy", na segunda equação. A inclusão dessa variável acarretou em termos dos resultados econométricos um maior valor de  $R^2$ . Tem-se também que o sinal entre as variáveis  $\dot{w}_t$  e  $u_t$  é o esperado, apesar da insignificância estatística de tal variável.

Acreditamos que o fato revelado pela "dummy" de que realmente há diferenças entre os períodos 1950/64 e 1965/71 no que se refere ao relacionamento  $\dot{w}_t$  e  $u_t$  é bastante sa

tisfatório.

Para nós, tais resultados representam uma garantia a mais da idéia de que a formação dos salários divergiu entre os dois períodos. O porque dessa diferença insinua a força dos grupos trabalhistas que reinvidicavam constantes reajustes salariais.

A análise setorial realizada não apresenta condições para que aceitemos a hipótese proposta. Dessa forma, o que temos é uma fortificação da conclusão obtida na seção anterior, onde os testes estatísticos realizados negam a evidência de uma relação de Phillips, para o caso brasileiro.

Até o momento nossas discussões têm sido voltadas para um único período de tempo, 1950/70, e considerando o país como um todo. Qualquer tentativa de modificação dessas condições seria tolhida pela inexistência de dados, que permitam uma outra metodologia.

BCME-BIBLIOTECA

A análise desenvolvida nesta seção aclara um ponto: a diferença na formação dos salários entre os dois sub-períodos, 1950/64 e 1965/73. O 1º período, por suas características sobejamente conhecidas, daria uma maior chance para a influência do nível do desemprego, sobre a formação da taxa de variação de salários. Um outro fato, a ser evidenciado, estaria na possibilidade de, dentre as várias regiões do país, o comportamento ou a reação da taxa de variação dos salários em relação ao nível de desemprego ser diferente.

A possibilidade de testar tais hipóteses surge no aproveitamento das informações fornecidas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Esse é o assunto de nossa próxima seção.

### 2.2.3 - A Abordagem Permitida pelos Dados do PNAD

O IBGE, com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, realiza trabalho desde o quarto trimestre de 1967,



procurando melhorar nossos quadros estatísticos com informações mais constantes e contínuas, uma vez que tal trabalho é realizado trimestralmente. O país é dividido em regiões<sup>31</sup> sendo que na maioria das vezes não foi possível cobrir todo o país. A Metodologia utilizada pelo PNAD deixa disponíveis informações sobre Pessoas Ocupadas na força de trabalho e Salários Pagos, fato esse que nos despertou para a utilização desses informes.

Mais uma vez vão interessar-nos apenas as informações sobre as atividades não agrícolas. Logo, os dados utilizados serão referentes a pessoas ocupadas em atividades não agrícolas. A Metodologia do PNAD permite que saibamos o número de pessoas ocupadas pelos grandes grupos de atividades, isto é, empregadores, empregados, trabalhadores por conta própria, etc. Assim, procurando aproveitar ao máximo essa desagregação e, na tentativa de tornar essa experiência ainda mais aproximada do modelo da curva de Phillips, utilizaremos exclusivamente dados referentes a empregados, pois é essa a classe que realmente recebe salário. Os salários serão obtidos, logicamente, atentando para a especificação de empregados, uma vez que as outras classificações de pessoas ocupadas recebem "ganhos líquidos". As classificações são discriminadas por intervalos, em função do salário mínimo, em classes que vão desde 1/4 desse salário

---

<sup>31</sup>O Brasil é dividido em sete regiões, como segue:

Região I: Guanabara e Rio de Janeiro

Região II: São Paulo

Região III: Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul

Região IV: Minas Gerais e Espírito Santo

Região V: Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia.

Região VI: Distrito Federal

Região VII: Amazonas, Acre, Pará, Amapá, Roraima, Rondônia, Goiás e Mato Grosso

Para esse trabalho só foram incluídas as 5 primeiras regiões, uma vez que as duas restantes não foram incluídas durante todo o período, o que acarretaria problema na formação dos dados.

de cada região até valores correspondentes a 10 vezes esse salário. Dessa forma, a última classe é aberta, sendo necessário a aplicação da equação de Pareto<sup>32</sup>, isso porque teremos que trabalhar com uma média ponderada, considerando todas as classes salariais para obtermos o salário médio regional.

A medida de desemprego, por sua vez, será dada tomando número de empregados<sup>33</sup> do setor não agrícola e o número de desocupados do mesmo setor.

Essa segunda variável representa aqueles que num período anterior estavam ocupados e que no período atual, ou seja, no período da aplicação dos questionários, não estão mais. Existe uma outra informação dada pelo PNAD que diz das pessoas que procuram emprego pela primeira vez<sup>34</sup>. Esse número é adicionado ao número de desocupados, definido acima, e a razão entre essa soma e o total de empregados dará a percentagem de desemprego, (u), a cada período.

BCME-BIBLIOTECA

A Metodologia<sup>35</sup> do PNAD apresenta algumas diferen

---

<sup>32</sup>Pareto, Apud Dantas, Antonio Luis Abreu - Distribuição de Renda Estadual no Brasil em 1970.

<sup>33</sup>Dada a Metodologia do PNAD, é possível conhecer a classe de empregados que engloba ocupados e desocupados. Essa classificação de empregados, aqui possui a mesma conotação de PEA urbana na seção (a) e E<sup>+</sup> na seção (b).

<sup>34</sup>Aqueles que procuram emprego pela primeira vez foram incluidos no setor não agrícola, pois a estrutura agrícola conhecida tem um índice de "absorção" maior uma vez que, desde cedo, os contingentes são postos no trabalho, auxiliando os pais, parentes, etc. Assim, é um fenômeno bem mais característico das atividades não agrícolas a figura do que procura emprego pela primeira vez. Adicionalmente, foram considerados como pretendentes à classe de "empregados" pois aqueles que se própõem a montar seus próprios negócios, não estão à procura de emprego.

<sup>35</sup>Até 1969, só eram considerados como força-de-trabalho aqueles de 14 anos a mais. A partir de 1971, passou-se a considerar pessoas de 10 anos a mais. As informações de salário, até 1969, computavam somente o ganho em dinheiro. Entretanto, a partir de 1971, foram incluídos os que ganham em dinheiro e bens, e só em bens. Logicamente, os bens recebem valores e é estabelecido o salário em função do mínimo regional.

ças nas informações que nos interessam. As informações de salários referentes às Regiões I, II e III foram transpostas da classificação salarial sem nenhuma modificação. Entretanto, as informações referentes às Regiões IV e V são resultados de média aritmética entre seus estados, pois cada uma delas possui estados de diferentes regiões tomadas para efeito do salário mínimo. (Ver Tabelas VI e VII).

Assim, de acordo com as explicações feitas, formamos um quadro de informações referentes a cinco regiões do 1º trimestre de 1968 ao 1º trimestre de 1970. Podemos, então, contar com 40 observações. (Ver Gráficos nºs 4 e 5 e Tabela IV).

O presente modelo deveria ser moldado segundo o método dos Mínimos Quadrados Generalizados, uma vez que trabalharemos com uma série de tempo, composta pelas informações trimestrais de cada região e com uma "cross-section" já que há cinco regiões diferentes em análise para os mesmos períodos. Essa formação dos dados apresenta, portanto, problemas de autocorrelação entre os resíduos (devido aos diferentes períodos analisados) e de heterocedasticidade (uma vez que regiões diferentes, apresentarão variâncias diferentes).

A forma encontrada para eliminar tais problemas econométricos consistiu na inclusão de uma variável "dummy" para cada período e região, utilizando o Método dos Mínimos Quadrados Simples. Assim, cada região teria um intercepto diferente, ou seja, para cada região existiria um nível de variação dos salários. A esse modelo dá-se o nome de "Modelo da Covariância". A especificação é a seguinte: (Ver Tabela V)

$$\begin{aligned}
 (a) \quad \dot{w}_{it} = & \beta_1 + \beta_2 u_{it} + \lambda_2 Z_{2t} + \lambda_3 Z_{3t} + \lambda_4 Z_{4t} + \lambda_5 Z_{5t} + \quad (21) \\
 & + \gamma_2^T i_2 + \gamma_3^T i_3 + \gamma_4^T i_4 + \gamma_5^T i_5 + \gamma_6^T i_6 + \\
 & + \gamma_7^T i_7 + \gamma_8^T i_8 + \epsilon_{it} \\
 & \text{onde } i = \text{região e } t = \text{período}^{36}
 \end{aligned}$$

<sup>36</sup> O modelo foi ajustado, alternativamente com  $(\dot{w}_{it})$  e  $(\dot{u}_{it})$ .

Tal análise, entretanto, não deu margem a maiores esclarecimentos sobre o assunto, uma vez que os resultados econométricos<sup>37</sup> não foram satisfatórios.

Finalmente, a utilização dos dados do PNAD na expectativa de uma confirmação à hipótese proposta, não ocorreu.

A evidência encontrada pela manipulação dos dados, apenas reafirma as posições apontadas pelas seções anteriores. Não há como admitirmos uma relação de Phillips para o Brasil ou qualquer relação definida e clara entre taxa de variação dos salários ( $\dot{w}$ ) e desemprego ( $u$ ) ou taxa de variação dos salários ( $\dot{w}$ ) e taxa de variação do desemprego ( $\dot{u}$ ).

Assim, não há como confirmar a hipótese que motivou nosso trabalho. A relação salário-desemprego não foi definida.

**BCME-BIBLIOTECA**

Existe uma análise feita para o caso brasileiro, a qual procura, entre outros objetivos, encontrar tal relação. É o trabalho realizado pelo Prof. Ekerman<sup>38</sup>, para o período 1952/66. Neste trabalho, Ekerman consegue mostrar que a relação inversa, ou seja, o "trade-off" é entre taxa de aceleração da inflação e o nível de desemprego. (Essa hipótese foi citada na seção referente aos Aspectos Teóricos). Uma outra observação a esse respeito é feita pelo Prof. Lemgruber<sup>39</sup>, o qual tes

---

<sup>37</sup>Os resultados econométricos foram os seguintes:  
Modelo (a): o "teste F" aceitou a hipótese da não-regressão. Poucos coeficientes significantes e o  $R^2$  não ultrapassou os 35%. O coeficiente que pareceu ser mais importante foi o  $T_{13}$ , o qual apresentou coeficiente de correlação parcial sempre em torno de 20%. Adicionalmente, evidenciou-se a existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Isso significa que os níveis de desemprego das diferentes regiões apresentam correlação entre si. O teste usado foi a estatística de Bartlett.

<sup>38</sup>Ekerman, Raul - Crescimento Industrial, Desemprego e o Processo Inflacionário no Brasil no período 1950/66 -Revista de Teoria e Pesquisa Econômica, Vol. I, Nº 2, 1970, São Paulo.

<sup>39</sup>Lemgruber, op. cit.

ta essa hipótese, vindo a aceitá-la.

Dessa forma, acreditamos na importância de mos trarmos o trabalho feito pelo Prof. Ekerman. O período analisa do por ele é 1952/66 o qual foi estendido por nós até 1972.

### BCME-BIBLIOTECA

#### 2.3 - Uma Análise para o Caso Brasileiro

O trabalho realizado por Ekerman focaliza as rela ções crescimento industrial e inflação, desemprego e inflação para o caso brasileiro. Tal análise procura mostrar o comporta mento entre tais variáveis, no período 1952/66. Logicamente, para nós, interessa fundamentalmente a última relação, que fo caliza a situação sugerida por Phillips.

Na aplicação da idéia de Phillips, Ekerman teria que trabalhar com as variáveis tradicionais: desemprego e taxa de variação dos níveis dos salários ou dos preços. A variável que diz do desemprego foi abordada através de uma aproximação ou variável "proxi". Para a utilização dessa variável, o autor usou algumas hipóteses necessárias:

a) O total da Capacidade instalada de energia elé trica (medido em unidade de Kw) vale como o total de estoque de capital da economia = K

b) O total de consumo de energia elétrica (medi do em unidades de Kw/h) vale como o grau de utilização do capit al na economia = K'

Logo:

$\frac{K'}{K}$  é uma proxi para o grau de utilização do esto que de capital

$\frac{K}{K'}$  é uma proxi para o grau de subutilização do es toque de capital

Supondo, adicionalmente, que os coeficientes téc nicos entre capital e trabalho são fixos em toda a economia, teríamos que:

$\frac{K'}{K}$  é uma proxy para a taxa de emprego cíclico da força de trabalho.

$\frac{K}{K'}$  é uma proxy para a taxa de desemprego cíclico da força de trabalho.

Assim,

**CME-BIBLIOTECA**

$$\frac{K}{K'} = u = \text{taxa de desemprego}$$

O próprio autor, entretanto, aponta motivos pelos quais a "proxy" utilizada por ele não constitui uma representação adequada para o desemprego. No entanto, a dificuldade da elaboração dos dados levou-o à tal formulação.

A equação ajustada por Ekerman foi:

$$u_t^{40} = a_0 + a_1 (\dot{p})_t + a_2 [(\dot{p})_t - (p)_t^+] + a_3 CM_t + e_t \quad (22)$$

Posteriormente, Ekerman exclui a última variável ( $CM_t$ ) e introduz ( $u_{t-1}$ ).

Os testes realizados levaram-no a concluir o seguinte:

1) Não há "trade-off" entre inflação e desemprego.

Essa conclusão a que chegou Ekerman tem um suporte dado pelo Professor Friedman<sup>41</sup>. Sua opinião é a seguinte: "Pode-se espe

---

<sup>40</sup> -  $u_t$  = taxa de desemprego no período t.

-  $(\dot{p})_t$  = taxa de inflação no período t.

-  $[(\dot{p})_t - (p)_t^+]$  = aceleração da inflação no período t,

onde:

$(\dot{p})_t^+ = (\dot{p})_{t-1} + \Delta (\dot{p})_{t-1}$  = taxa de inflação esperada, no período t.

-  $CM_t$  = Capacidade para importar, no período t

<sup>41</sup>Friedman - apud, Ekerman, Raul - op. cit. na nota<sup>37</sup>

rar que a curva de Phillips seja razoavelmente estável e bem definida para qualquer período para o qual a taxa média de variação dos preços e, em consequência, a taxa prevista tem sido relativamente estável... As curvas calculadas para diferentes períodos ou diferentes países para cada um dos quais essa condição tem sido satisfeita diferirá no nível da curva, dependendo de qual era a variação da taxa média de preços. Quanto mais elevada for a variação da taxa média de preços maior tenderá a ser o nível da curva. Para os períodos ou países para os quais a taxa de variação de preços varia consideravelmente, a curva de Phillips não será bem definida."<sup>42</sup>

2) Uma relação de troca foi definida entre a taxa de aceleração da inflação e desemprego. A conclusão de Ekerman é mais uma vez fundamentada na opinião de Friedman. "Não existe um "trade-off" perpétuo entre a inflação e desemprego. O "trade-off" é entre a aceleração da inflação e o desemprego, que significa que o "trade-off" real é entre o desemprego agora e desemprego mais tarde."<sup>43</sup>

Utilizando a mesma metodologia e dados de Ekerman, fizemos uma atualização de seu trabalho na expectativa de encontrar modificações nos resultados uma vez que o período de tempo adicionado (67/72) apresenta características econômicas relevantes. O período analisado, dessa feita, foi de 1952/72. A especificação<sup>44</sup> do modelo é a mesma de Ekerman, apenas tendo

<sup>42</sup>Ver opinião dada por Rees - apud Bronfenbrenner, Martin-Cap. I-b.

<sup>43</sup>Friedman - apud, Ekerman, Raul - op. cit. na nota<sup>40</sup>.

$$u_t = b_0 + b_1 u_{t-1} + b_2 (\dot{p})_t + b_3 [(\dot{p})_t - (\dot{p})_t^+] + e_{t-} \quad (I)$$

$$u_t = b_0 + b_1 (\dot{p})_t + b_3 [(\dot{p})_t - (\dot{p})_t^+] + e_t \quad (II)$$

$$u_t = b_0 + b_1 u_{t-1} + b_2 (\dot{p})_t + e_t \quad (III)$$

sido testada uma nova forma. (Ver Tabelas VIII e IX e Gráfico nº 9).

### BCME-BIBLIOTECA

Assim, refeita para o novo período, a regressão de Ekerman mostrou o seguinte resultado: As equações estimadas por nós apresentam grande semelhança com a de Ekerman, onde os sinais das variáveis são coincidentes. Fundamentalmente os resultados<sup>45</sup> não se modificam. A capacidade explicativa de cada variável apresenta as mesmas participações. A evidência mais forte se refere ao sinal negativo da variável aceleração da inflação e não com a taxa de inflação do período, como seria o correto na ocorrência da curva de Phillips.

Concluimos, então, que, mesmo com a extensão do período, encontramos uma relação inversa entre a aceleração da inflação e desemprego, o que vem a confirmar a opinião de Friedman<sup>46</sup> da não ocorrência de curva de Phillips em regiões com taxas médias de inflação muito oscilantes. Essa secção re

---

<sup>45</sup>As equações (I) e (II) citadas na nota anterior foram testadas por Ekerman. Comparativamente tivemos nos dois trabalhos os mesmos resultados.

Temos que na equação II (não inclui  $CM_t$ ) nosso trabalho aponta resultados econométricos bem mais pobres uma vez que o teste F nega regressão entre as variáveis e o  $R^2$  cai a 20%. O teste de D-W também não aceita variações aleatórias. Os sinais apresentados pelas variáveis coincidem. No trabalho de Ekerman, os coeficientes estimados com exceção do termo constante não são significantes a um nível de 5% e o teste de D-W caiu na região indeterminada.

A equação (I), por sua vez, apresenta os seguintes resultados:

$$R^2 = 0,59 \text{ (E.} R^2 = 0,64), D-W = 1,89 \text{ (E-D-W} = 1,83);$$

Os sinais são os mesmos em ambos os trabalhos e a significância dos coeficientes também não foi modificada. A equação (III) que é uma nova apresentação do modelo tem os seguintes resultados:

$R^2 = 0,50$ .  $D-W = 2,02$ . O coeficiente de  $u_{t-1}$  e o termo constante são significantes a 5%. Os sinais dos coeficientes não se modificaram. Logo não houve nenhuma possibilidade para a constatação de uma relação inversa entre  $u_t$  e  $(\dot{p})_t$ .

<sup>46</sup>Citação feita na nota<sup>41</sup>.



presenta mais um esforço no sentido de aclarar a relação salário/desemprego para o Brasil.

**BCME-BIBLIOTECA**

### 3 - SEGUNDA PARTE

#### 3.1 - A Evidência do Modelo de Realimentação no Caso Brasileiro

BCME-BIBLIOTECA

A inflação se constitui, desde algum tempo, alvo de muitas discussões, envolvendo teóricos e práticos, estruturalistas e monetaristas, cada grupo não só preocupado com a apresentação do problema como também com sugestões solucionadoras.

Entretanto, o problema mais inquietante, em relação à aplicação de qualquer uma das terapias, é exatamente a crise gerada em consequência das medidas preventivas tomadas contra a inflação.

O certo é que os programas anti-inflacionários, empreendidos no Brasil até bem pouco tempo, traziam como resultado as crises de estabilização as quais não estavam previstas pelos grupos de ação governamental.

Este fato é justificado através do modelo de realimentação inflacionária apresentado pelo Prof. Mário Henrique Simonsen<sup>47</sup>.

Num país que sofre inflação, desde que esse fenômeno ultrapasse as características de uma elevação ocasional dos preços, para vir a configurar uma situação crônica no seu cenário econômico, os indivíduos e grupos passam a viver sob um clima de expectativas em relação ao nível de preços ascen

---

<sup>47</sup>O modelo é apresentado em várias publicações, tais como:  
Simonsen, M. H. - Inflação, Gradualismo x Tratamento de Choque. Rio, APEC, 1971.  
- Brasil 2002. Rio, APEC-Bloch, 1972 (Ap.6)  
- Teoria do Equilíbrio Agregativo a Curto Prazo. Vol. II - Inst. Brasileiro de Economia da F.G.V. etc. Março/73.

dente, e conseqüentemente a cada período, procurando refazer suas participações reais. A repetição deste comportamento faz com que a inflação ganhe uma componente de grande importância que é a realimentação inflacionária. Assim, a inflação no período presente é influenciada pelos níveis inflacionários dos períodos precedentes. Isso, então dificulta bastante a eficácia de uma política contedora da inflação. O modelo<sup>48</sup> de realimentação detém bastante força explicativa das crises geradas pela política anti-inflacionária. Analisando cada uma das componentes da taxa inflacionária, temos que a componente autônoma não sofre nenhuma influência dos níveis de inflação passada e sua determinação está em função de fatores acidentais ou institucionais, por exemplo: alta de preços causada por fatores exógenos como condições climáticas; imperfeição no sistema de distribuição etc; reajustes salariais ou altas de preços de bens fixados pelo Governo.

A componente de realimentação<sup>49</sup> é exatamente a que depende do período anterior, ou ainda, de todos os períodos anteriores, no caso da inclusão de mais de um período defasado.

A componente de regulagem diz do ritmo de cresci

**BCME-BIBLIOTECA**

<sup>48</sup> Consideremos tal modelo, apresentado por Simonsen ( Ver no ta<sup>47</sup> ).

$$r_t = a_t + br_{t-1} + g_t + e_t \quad (I)$$

onde

$r_t$  = taxa de inflação no período t

$a_t$  = componente autônomo no período t

$br_{t-1}$  = componente de realimentação

$g_t$  = componente de regulagem da demanda

As tres componentes formam a tx de inflação a cada período. Considerando-se ainda (ht) como a tx de crescimento do produto real, temos:  $h_t = f(gt)$  (II)

Assim (I) e (II) compõem o modelo.

<sup>49</sup> "Em Inflação: Gradualismo x Tratamento de Choque" Simonsen diz que: "Nos processos inflacionários crônicos é de se presumir que b se torne bastante próximo da unidade."

mento da demanda. A taxa de inflação, portanto, depende do maior ou menor ritmo de crescimento da demanda, além de depender de componentes autônomas e de realimentação.

Uma vez conhecida a composição da taxa inflacionária poder-se-ia aplicar políticas controladoras, podendo-se optar por uma estabilização com ou sem crise.

No modelo brasileiro de controle à inflação optou-se pela política gradualista. Tal política faz com que a inflação seja contida num período um pouco mais distendido, uma vez que não apela para o efeito deflacionário de regulação da demanda. Este comportamento procura evitar as conhecidas crises de estabilização já que ao se tentar atingir aquele componente, naturalmente os efeitos são sentidos no nível do produto real, modificando também sensivelmente o nível do emprego.

A utilização da política gradualista apoia o controle inflacionário apenas nos componentes autônomo e de realimentação, restringindo o modelo definido em (I) a apenas:

$$r_t = a_t + br_{t-1} + e_t \quad (\text{III})$$

O sucesso de tal política reside na obtenção de um componente deflacionário autônomo ( $a_t < 0$ ) ou num baixo coeficiente de realimentação. O primeiro é de ocorrência difícil pois quando se vive sob um clima de inflação crônica, existem controles e congelamentos que são responsabilizados por uma relativa repressão da taxa inflacionária. Uma vez instalada a política anti-inflacionária muitas vezes é preciso afrouxar tais controles com o fim de eliminar as distorções geradas. É o que se acredita que tenha havido no Brasil, no período 1964/66.

Já o componente de realimentação numa inflação crônica é suposto ser próximo da unidade. Para o caso do Brasil, especialmente, esse componente oferece forte resistência à baixa da taxa inflacionária devido aos instrumentos criados, tais como: correção monetária, taxa flexível de câmbio, os quais per

mitiram um panorama mais conivente com as taxas inflacionárias em vigor.

Parece ser de consenso geral que a política anti inflacionária implantada pelo governo brasileiro não foi das mais rigorosas, pois se isso houvesse ocorrido com certeza teríamos sofrido crises de estabilização bem mais fortes e constantes.

Fundamentalmente nesse modelo, analisaremos através dos dados empíricos disponíveis o comportamento do processo inflacionário brasileiro.

SCME-BIBLIOTECA

### 3.1.1 - Evidências Empíricas

A análise engloba informações do período 1950/73. A especificação do modelo é:

$$r_t^{50} = a_t + br_{t-1} + e \tag{23}$$

A análise estuda tres sub-períodos do período 1950/73<sup>51</sup>, utilizando taxas anuais, semestrais ou trimestrais de inflação, obtidas através dos índices de preços fornecidos pela Fundação Getúlio Vargas. (Ver Tabela XI e Gráfico nº 10).

O resultado encontrado para o período global não tem grande capacidade elucidativa, uma vez que o comportamento da inflação alterou-se durante o período, acarretando modifica

---

<sup>50</sup>  $r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ ,  $P_t$  = índice geral de preços

<sup>51</sup> Os dados ajustados para esse período pelo método de Mínimos Quadrados Simples, apresentaram como resultado:  
 $r_t = 0,065874 + 0,531095r_{t-1}$   
(3,030229) (4,196951)  
 $R^2 = 0,285881$  e o teste D-W, confirmando a não ocorrência de resíduos auto-correlacionados.  
+ Os números dentro do parêntese correspondem ao teste t

ções no valor dos coeficientes  $a$  e  $b$ , o que só poderá ser provado através de uma análise mais detalhada. Sendo assim, subdividimos o período em dois sub-períodos: 1950/64 e 1965/73. O primeiro caracterizado por uma inflação crescente e geradora de muitas distorções inerentes a um processo de inflação crônica. Nestas circunstâncias seria de esperar que o componente autônomo fosse positivo ( $a > 0$ ) e o de realimentação fosse igual a um ( $b = 1$ ). Aplicando-se Mínimos Quadrados Simples ao grupo de observações obtidas, podemos realizar os testes previstos<sup>52</sup>.

Para o primeiro período, testamos as seguintes hipóteses: 1º) A inexistência do componente autônomo ( $a = 0$ ) contra a de sua influência positiva ( $a > 0$ ) na formação da taxa inflacionária. 2º) A possibilidade do componente de realimentação ter sido a unidade ( $b = 1$ ) contra a possibilidade de tal variável apresentar um valor diferente da unidade ( $b \neq 1$ ).

Os resultados obtidos foram: para o primeiro teste aceitamos a hipótese da inexistência do componente autônomo ( $a = 0$ ) e para o segundo, aceitamos a hipótese de que o componente de realimentação tenha sido a unidade ( $b = 1$ ).

Tais conclusões sugerem alguns comentários. O primeiro resultado não é o esperado. A confirmação estatística de que "a" houvesse assumido um valor positivo nesse período, notadamente reforçaria a importância de tal variável na composição da taxa inflacionária. Já o segundo resultado, vem reafirmar a hipótese feita de que, em períodos de inflação crônica, o componente de realimentação seja a unidade. Assim, esse resultado presta-se a apoiar decididamente a importância atribuída à realimentação inflacionária, naquele período.

---

<sup>52</sup>Para esse período, encontramos:

$$r_t = 0,009198 + 1,181768 r_{t-1}$$

$$(0,189311) (7,580073)$$

$R^2 = 0,815491$  e o teste D-W, confirmando a não ocorrência de resíduos auto-correlacionados.

A justificativa para tal ocorrência, encontra-se nas condições que fundamentaram a formulação inicial dessa hipótese. Naquele período, a expectativa criada em relação ao comportamento da inflação estava sempre em função desse comportamento nos anos anteriores. Considerando que o ritmo do crescimento da taxa inflacionária estava sempre em ascendência, é bastante viável considerar que a herança inflacionária legada a cada período fosse também crescente, concorrendo fundamentalmente para que o coeficiente de realimentação atingisse a unidade.

No entanto, não suspenderemos nossa análise referente ao período 1950/64 aqui. Tentaremos, através de novas análises, trazer um pouco mais de clareza a essa fase econômica.

Consideremos, para tanto, a hipótese de que nesse período, o componente de regulagem da demanda fizesse parte da formação da taxa inflacionária. Assim, teríamos então, que incluí-lo no modelo. Logicamente, em todos os períodos tal componente é uma das partes responsáveis pela taxa de inflação. No entanto, em função do tipo de política empregada, é possível que a regulagem da demanda não seja utilizada. Assim, em função dessa política, os instrumentos controladores não teriam por objetivo atingir a demanda, uma vez que tal comportamento levaria a desequilíbrios que poderiam ampliar ainda mais a gama de problemas, já existentes em um processo inflacionário. Essa é a filosofia que caracteriza um controle gradualista. No entanto, no período em questão, não havia essa concepção do problema. A introdução dessa variável no modelo apresenta dificuldades, uma vez que não há uma forma objetiva de mensurá-la. Assim, usaremos uma medida aproximada. Sendo a demanda global relacionada com o emprego ou desemprego, consideraremos o desemprego como uma proxy da regulagem pela demanda<sup>53</sup>. A rela

---

<sup>53</sup>Ver a apresentação feita por Simonsen, Mário Henrique - "Inflação: Gradualismo x Tratamento de Choque" - APEC Editora S/A, Rio, 1970

ção pode ser assim definida: quanto maior o índice de desemprego menor deve ser a força de demanda, ou ainda, a demanda deverá estar caindo. Logo, se o sinal de  $(u_t)$  como variável explicativa de  $(R_t)$  for (+) significa que quanto maior o desemprego maior a taxa de inflação e menor a força da demanda sobre a taxa inflacionária.

BCME-BIBLIOTECA

Dentro deste objetivo fizemos nova análise de regressão utilizando informações já usadas neste trabalho<sup>54</sup>. Os resultados são até certo ponto esclarecedores. Encontramos que o coeficiente de  $u_t$  é negativo, significando que quanto menor o desemprego maior a taxa inflacionária. Essa evidência permitiria duas explicações. Quanto à regulagem pela demanda, como ela está relacionada de maneira inversa com o desemprego, o sinal negativo de  $(u_t)$  significa que a demanda está crescendo e, portanto, influenciando positivamente a taxa inflacionária. Logo, antes de 1964 ou até aquela data, a taxa inflacionária seria influenciada não só pelo componente de realimentação, mas também pela regulagem da demanda.

Outro esclarecimento poderia ser feito através dessa análise, o qual se refere ao objetivo principal do trabalho, que é a relação salário-desemprego. Temos que pode ser feita uma opção alternativa e utilizar-se taxa inflacionária ou taxa de variação dos preços como variável dependente do desemprego. Assim, nessa fase, 1950/64, o sinal entre as variá

---

<sup>54</sup>A equação foi:

$$r_t = 0,028073 + 1,235923r_{t-1} - 0,742840g_t$$

(0,545863) (7,571937) (-1,068815)

$$R^2 = 0,831416 ; F = 29,590568 ; D-W = 2,613431$$

Há uma grande evidência da importância do coeficiente de  $r_{t-1}$ , com um valor acima da unidade.

No entanto, o coeficiente de  $(g_t)$  não tem significância. A não significância de  $g_t$  não é surpreendente, uma vez que os dados constituem apenas uma aproximação devido ao fato de não termos como mensurar tal variável.

Entretanto, os resultados obtidos adicionam um pouco mais de clareza à situação anterior.



veis denota a relação inversa entre as duas variáveis. No entanto, para maior esclarecimento devemos analisar o resultado econométrico<sup>55</sup>. A explicação para esta evidência situa-se no fato de que, naquele período, havia uma certa força dos sindicatos no que se refere ao poder de barganha deles com relação aos salários. Assim, podíamos considerar bastante viável uma maior tendência à existência de uma C.P. naquele período. Esta conclusão pode ganhar maior consistência quando adicionada às considerações feitas na análise do setor industrial, no que se refere às diferenças dentro do período 1950/70.

No segundo período<sup>56 57</sup>, onde a política anti-inflacionária em vigor tinha caráter gradualista, tentamos ver se existia um componente inflacionário autônomo em oposição à hipótese de inexistência desse componente.

Em função dos resultados aceitamos a hipótese de nulidade do componente autônomo.

Nesse período seria de esperar que o componente autônomo fosse negativo. Entretanto, como a política gradualista empregada permite a ocorrência de inflação corretiva, o com

---

<sup>55</sup> Fazendo o teste do valor dos coeficientes, tendo por base esta nova especificação, encontramos que, durante o período 1950/64, temos condições de aceitar as hipóteses de que o componente autônomo tenha sido zero e o de realimentação a unidade.

Vale salientar, portanto, que, com ambas especificações chegamos às mesmas conclusões quanto ao comportamento dos dois componentes, nesse período.

<sup>56</sup> Para o 2º período, com dados semestrais, encontramos:

$$r_t = 0,042322 + 0,582697r_{t-1}$$

$$(2,083787) (4,377089)$$

$$R^2 = 0,560876 \text{ e o teste D-W satisfatório.}$$

<sup>57</sup> Os estimadores de Mínimos Quadrados Simples dos parâmetros da relação  $r_t = a + br_{t-1} + e_t$ , são geralmente viesados bem como não eficientes, devido a correlações existentes entre  $r_{t-1}$  e  $e_t$ . Mesmo assim, decidimos utilizar tal método, porque o uso de métodos alternativos que evitassem tais problemas apresentariam melhorias pouco significantes.

ponente inflacionário autônomo pode ter crescido<sup>58</sup>. Assim, seria necessário excluirmos o período citado por Simonsen e analisarmos o comportamento desse componente, no período 1967/73.

A segunda etapa do teste procura observar se o componente de realimentação deixou de ser a unidade. (Suposição para o período anterior).

Rejeita-se a hipótese de que o coeficiente  $b$  tenha sido igual a 1. Nesse 2º período o resultado confirma o que era suposto. Isto é, esperava-se que a política anti-inflacionária fosse capaz de reduzir a força do componente de realimentação. Aqui, no entanto, cabe lembrar que os sistemas existentes com o fim de possibilitar uma melhor convivência com a inflação deixa um alto coeficiente de realimentação.

Em virtude da dúvida existente, derivada da participação do triênio 64/66 nas relações, refizemos os testes para o restante do período, trabalhando com taxas trimestrais de inflação. (Ver Tabelas X e XII)

Para o novo período 1967/73<sup>59</sup>, testamos as mesmas hipóteses referentes ao período 1965/73 e encontramos os mesmos resultados.

BCME-BIBLIOTECA

Isto é: a hipótese de que o componente autônomo seja nulo é aceita e a de que o componente de realimentação tenha sido a unidade é rejeitada, a favor da que admite que essa tenha diminuído sua influência naquele período.

Em relação ao comportamento dos coeficientes não houve diferença nos resultados conseguidos para os dois últimos períodos.

<sup>58</sup> Sobre o assunto, Simonsen, M.H. em "Teoria do Equilíbrio Agregativo a Curto Prazo" 2º vol. - IBE - FGV março/73, acredita que tenha ocorrido no Brasil, no período 1964/66.

<sup>59</sup> A equação obtida para esse período foi:

$$r_t = 0,029766 + 0,335666r_{t-1}$$

$$R^2 = (3,471962) (1,916888)$$

$$R^2 = 0,132774 \text{ e o teste D-W satisfatório}$$

Ao analisarmos os valores dos coeficientes estimados através da análise de regressão, temos que o componente autônomo é sempre positivo mas decrescente, atingindo seu menor valor no período 1967/73, o que vem a confirmar o efeito da política no sentido de reduzir a força do componente autônomo.

O coeficiente b também é positivo, sendo que no período 1950/64, apresenta-se maior do que no período 1965/73, fato que pode ser atribuído às próprias características de tais períodos.

Já no período 1967/73, quando se exclui o período 1964/66, palco de crises de estabilização, o valor de tal componente cai em relação ao período 1965/73.

Outra informação que pode ser analisada é o comportamento do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), o qual, no 1º período, aponta uma responsabilidade em torno dos 81% do coeficiente de realimentação como explicação para a taxa de inflação. No 2º período, esse coeficiente atinge 56%. No último período analisado, 1967/73, cai a 13%. A diferença entre os dois últimos períodos analisados é apenas da presença do triênio 1964/66, fazendo-se crer, a princípio, que o componente de realimentação nesse período, detivesse bastante importância como variável explicativa da taxa inflacionária<sup>60</sup>.

---

<sup>60</sup> A "fraqueza sentida nos últimos resultados é facilmente atribuída ao fato de termos trabalhado com dados semestrais no período 1965/73 e trimestrais para o período 1967/73, o que denotaria a lentidão na qual o período (2) responderia à inflação havida no período (1). Assim, refizemos as análises para os mesmos períodos, mas utilizando informações anuais.

Para o período 1965/73, tivemos:

$$r_t = 0,076747 + 0,542585r_{t-1}$$

$$(9,277681) (27,463729)$$

$$R^2 = 0,990804$$

Na nova análise,  $R^2$  e o coeficiente b aumentaram seus valores.

O teste do valor dos coeficientes apresentou o seguinte

## ECME-BIBLIOTECA

Uma explicação pode ser dada tendo como respaldo tais resultados. Um comportamento, que ficou bem claro na análise dessa parte de nosso trabalho, foi o fato do resultado econômico das relações entre  $r_t$  e  $r_{t-1}$  modificar-se em função da defasagem de tempo considerada entre as duas variáveis. Com relação às análises realizadas com tais variáveis, no período 1950/73, levando-se em conta que a correlação existente entre elas deve ser bastante acentuada, observamos que quando a defasagem entre  $r_t$  e  $r_{t-1}$  passa a ser menor, ou seja, quando deixamos de usar dados anuais e passamos a usá-los semestral ou trimestralmente, o poder explicativo da última variável é

comportamento:

- 1)  $H_0 : a = 0$  = Aceitamos  $H_0$ . Tal resultado coincide com o obtido quando são utilizados dados trimestrais (Aceita  $H_0$ )

O resultado atual, então, apesar da utilização de dados anuais, não difere daquele quando são usados dados trimestrais.

- 2)  $H_0 : b = 1$  = Rejeitamos  $H_0$ . Tal resultado também coincide com o obtido ao usarmos dados trimestrais. E é realmente o esperado, ou seja, a diminuição da força do componente de realimentação nesse período.

Para o período 1967/73, no entanto, o número de informações anuais é bastante reduzido, principalmente para o modelo com duas informações. Assim, utilizaremos dados semestrais, só que a inflação de um semestre será explicada pela inflação desse mesmo semestre no ano anterior.

Tivemos, então:

$$r_t = 0,046721 + 0,440974r_{t-2}$$

$$(3,855935) (4,247383)$$

$R^2 = 0,60$  - Nesse caso, o  $R^2$  e o coeficiente  $b$  apresentam contribuições mais positivas. O teste do valor dos coeficientes coincide com o resultado do período 65/73 e com o do período 67/73, com informações trimestrais. Logo, a formação das variáveis em períodos de tempo diferentes, permitiu diferenças no valor daquelas, mas não trouxe problemas quanto às conclusões obtidas com relação aos testes feitos sobre o comportamento destas variáveis, a cada período.

BCME-BIBLIOTECA

reduzido<sup>61</sup>. A explicação ou justificativa para tal fato não a apresenta apenas conotação estatística, mas principalmente a e conômica devido ao próprio ambiente criado pela política anti-inflacionária e seus instrumentos reguladores. Os agentes econômicos ao pensarem em modificar os preços dos seus produtos, dos fatores produtivos, etc. levam em conta o comportamento de tais preços no período anterior, isto é, no ano anterior. Essa verdade é mais convincente, considerando que, numa política gradualista de controle inflacionário, os preços aumentam hoje, porque aumentaram ontem, isso podendo ser estendido a tudo que no Sistema possa ser atribuído preços. Com relação a isso, diz Simonsen<sup>62</sup>:

"O exame dos dados estatísticos revela que, para efeitos de realimentação, a influência mais relevante sobre a taxa de inflação de um trimestre é a taxa de inflação ocorrida no trimestre correspondente do ano anterior (ou seja, no trimestre t-4). Essa conclusão condiz com o fato conhecido de que muitos reajustes de preços se vêm processando em ciclos aproximadamente anuais." Finalmente, podemos dizer que a análise feita parece ter sido elucidativa o suficiente na tendência dos componentes da taxa de inflação.

---

<sup>61</sup> Comparar os resultados obtidos e apresentados nas notas 56, 59 e 60.

<sup>62</sup> Simonsen, op. cit. na nota<sup>53</sup>

#### 4 - CONCLUSÕES

BCME-BIBLIOTECA

A motivação para a realização desse trabalho esteve ligada à possibilidade de observarmos, empiricamente, o relacionamento das variáveis: nível de desemprego e taxa de variação dos salários nominais. Tal relação tem sido definida para um grande número de países através de análises desse gênero. A causa para esse comportamento reside no fato de que A. W. Phillips, através de seu trabalho para a Inglaterra, mostrou a viabilidade de trocas entre nível de desemprego e variação nas taxas de salários nominais, de acordo com os objetivos de política econômica.

As variáveis utilizadas por nós no decorrer da primeira parte do trabalho foram: taxa de variação dos salários nominais pagos nas atividades urbanas e o nível de desemprego urbano. Adicionalmente, em algumas especificações introduzimos taxa de variação dos preços no período e com uma defasagem, taxa de variação do desemprego, taxa de variação dos salários nominais com um período defasado e uma variável "dummy" para denotar as diferenças nos períodos 1950/64 e 1965/70.

Na segunda parte do trabalho utilizamos informações trimestrais, semestrais e anuais das taxas de inflação e o nível de desemprego.

O desenvolvimento da análise na 1ª Parte seguiu com bastante força os objetivos definidos, isto é, buscou uma relação entre as variáveis primordiais para o nosso trabalho. Inicialmente, consideramos o setor urbano agregado, englobando as atividades industriais, comerciais e de serviços. Em seguida, devido a uma melhor regularização dos dados, aplicamos a análise ao setor industrial.

Por fim, aproveitamos as informações dadas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, as quais, se ajustadas, nos permitiam trabalhar com desemprego e salários. Em

cada abordagem pretendeu-se obter maiores subsídios para nos sas afirmações sobre o assunto.

A análise desenvolvida na segunda parte conside rou dois períodos: 1950/64 e 1965/73. Para o primeiro período, testamos a hipótese de que o componente autônomo do modelo de realimentação fosse maior que zero e que o componente de reali menta ção fosse a unidade. Foram utilizados apenas dados anuais. Para o segundo período, esperávamos comprovar que o componente autônomo fosse menor que zero e o de realimentação menor que 1 (um). Aqui analisamos ainda o sub-período 1967/73 sob as mes mas hipóteses. As informações utilizadas foram taxas de infla ção trimestrais, semestrais e anuais com defasagem de até dois períodos.

#### BCME-BIBLIOTECA

Os testes estatísticos realizados para a primei ra parte mostraram os seguintes resultados básicos. Durante o período 1950/70, considerando o setor urbano agregado, não há evidência de uma relação de Phillips para o Brasil. Das especi fica ções feitas apenas tres admitem relação entre as variáveis, com um muito baixo coeficiente de determinação, um resultado estatístico insignificante e o sinal não foi o esperado.

A análise desenvolvida apenas para o setor indus trial, a princípio, pareceu ser mais animadora. Introduzimos aqui as taxas de variação dos níveis de preço do período ante rior à do nível de desemprego. O sinal entre as duas variáveis fundamentais ( $\dot{w}_t$  e  $u$ ) é negativo. Vimos adicionalmente que a taxa de variação dos preços do período anterior apresentou uma ação positiva sobre a taxa de variação dos salários e a taxa de variação do desemprego uma ação negativa. Entretanto, nenhu ma dessas variáveis apresentou significância estatística, à ex ceção da taxa de variação do nível de preços, em alguns casos. No entanto, a revelação de maior valia que consideramos nessa etapa do trabalho foi a conhecida com a inclusão de uma variá vel "dummy". Esse comportamento nos dá margens para aceitarmos a hipótese adicional de que o relacionamento entre as varia-

ções não é o mesmo para o período 1950/64 e 1965/70.

A última análise feita para algumas regiões do Brasil não apresentou condições de quaisquer esclarecimentos. O período para o qual esse teste foi feito é 1968/70. Tínhamos então uma "cross-section" e uma série de tempo com informações trimestrais. O sinal entre a taxa de variação dos salários e o nível de desemprego foi positivo, mas a variável não foi significativa, como também não o foi a grande maioria dos coeficientes referentes às diferentes regiões. Aliado a isso tivemos problemas de multicolinearidade, o que não chegou a surpreender. Dessa feita, em função dos resultados conseguidos nessa parte inicial não obtivemos fundamentos que nos permitissem a aceitação da hipótese principal. Quanto à adicional, ainda voltaremos ao assunto.

Os testes estatísticos para a segunda parte apresentaram esses resultados. Com relação ao período 1950/64, tivemos que o componente autônomo foi igual a zero e não maior, como esperávamos. O componente de realimentação atingiu a unidade, tal era esperado. Esses primeiros resultados são bastante satisfatórios, principalmente no que se refere ao comportamento de  $b$  (componente de realimentação). Esse fato permite uma analogia ao modelo de aceleração apresentado por Lemgruber e já citado. Além disso, a especificação feita para esse período envolve uma variável de desemprego. Apesar de não significativa, o impacto dessa variável sobre a taxa de variação do nível de preços é negativo.

O período 1965/73 foi analisado também através do sub-período 1967/73, excluindo o biênio 65/66, o qual esperávamos que implicasse em modificações, as quais não ocorreram. Os resultados obtidos são os mesmos para ambos os períodos. O componente autônomo não é deflacionário e o de realimentação é menor que a unidade, o que considerávamos possível com a implantação da política anti-inflacionária gradualista.

Os resultados agora apresentados sugerem uma sé



rie de considerações críticas. Voltando, inicialmente, à primeira parte do trabalho, vimos a não aceitação de uma relação de Phillips para o Brasil, no período em questão. Os motivos ou justificativas para tal fato exigem uma análise cuidadosa a partir do que não ficou explicitado no trabalho de Phillips.

A Inglaterra, no período "analisado" por Phillips, apresentava condições bastante diferentes das nossas. Inicialmente, a aplicação das hipóteses neo-clássicas, implícitas no modelo daquele autor, encontram maiores possibilidades de aplicação para aquela estrutura econômica. Assim, as hipóteses de formação do salário de acordo com a produtividade, o funcionamento do mercado de trabalho sem intervenções, para nós, perdem muito da fundamentação necessária. No Brasil, a intervenção governamental no mercado de trabalho é muito antiga. A bibliografia existente sobre o assunto demonstra que antes de 1930 não era dada suficiente importância às questões trabalhistas. Entretanto, durante o período 1930/45, ocorrem tentativas governamentais no sentido de proporcionar melhores condições aos trabalhadores. Esse comportamento do governo impedia ou dispensava uma ação mais expressiva dos sindicatos ou agremiações trabalhistas. Entretanto, o que fica claro é que, há muito, as forças de demanda e de oferta componentes do mercado de trabalho são influenciadas pelas determinações governamentais. Nesse período, a ação dos sindicatos foi regulada; foi criado o Ministério do Trabalho, Indústria e Comércio e instituído o salário mínimo.

Considerando a abordagem feita por Bronfenbrenner, temos que uma vez definida para alguma economia uma boa curva de Phillips é viável trocas entre desemprego e taxa de variação dos salários, com preços estáveis. No entanto, nessa linha de ajustamento não se pode deixar de reconhecer a importância das organizações trabalhistas, na fixação desses salários, refletindo a situação de maior ou menor emprego. Não há dúvida de que há uma dissonância entre alguns elementos fundamentais

para o desempenho de uma relação de Phillips.

A análise desenvolvida para o setor industrial, em 1950/71, mostrou que não havia fundamentos para uma relação de Phillips, para todo o período. Entretanto, os resultados obtidos nessa etapa do trabalho deram margem a duas evidências importantes.

Primeiro: A inclusão de uma variável "dummy" demonstrou que o relacionamento entre as variáveis taxa de variação dos salários e nível de desemprego difere nos períodos 1950/64 e 1965/71. Naturalmente, o 1º período apresenta condições bem mais satisfatórias para a possível ocorrência dessa relação, principalmente, pelo fato da formação dos salários receber influência dos sindicatos, ainda operantes. Fazendo uma rápida análise histórica da força dos sindicatos temos que, no período 1930/45, a ação dos sindicatos é muito pequena. Entretanto, como explica Lívio de Carvalho<sup>63</sup>, no governo Dutra, o salário mínimo não foi reajustado e permitiu assim o ressurgimento do movimento operário. "A ressurreição do movimento sindical nos anos cinquenta e o matiz político de sua atuação não se faz acompanhar da sindicalização em massa dos trabalhadores. Apesar disso e de ainda vigirem as mesmas leis repressivas e a mesma estrutura sindical introduzida no Estado Novo, é inegável a maior atuação dos sindicatos, a partir de 1950. Malgrado a aceleração da inflação, os trabalhadores beneficiam-se do rápido surto industrial e obtêm substanciais melhoras salariais até 1961". E mais adiante continua: "Antes de 1964, os percentuais de aumento de salários das diversas categorias profissionais eram determinados pelos sindicatos."

Essa idéia é ajudada pela análise desenvolvida na segunda parte, a qual apresentou resultados que corroboram es

---

<sup>63</sup>Carvalho, Lívio W.R. de - Princípios e Aplicação da Política Salarial após 1964 - Textos para Discussão, Nº 9. Departamento de Economia, junho 1973, Brasília.

sa parte. Utilizando o modelo de formação da taxa inflacionária para o período 1950/64, há uma tendência para que aceitemos para esse período, a existência de uma relação de Phillips... (Is to é, uma relação inversa entre taxa de variação dos salários e nível de desemprego, mas não, uma "boa" curva de Phillips, o que exigiria a estabilidade do nível de preços, o que não ocorreu).

Segundo: As especificações feitas para a explicação do setor industrial incluíram a variável taxa de variação do nível de preços. Entretanto, tal variável foi utilizada com um período de defasagem, uma vez que é a inflação do período anterior, através das modificações de expectativas, que influi na formação dos salários, do período seguinte. Os resultados encontrados dão conta de que, para o período todo, os preços, ou melhor, a taxa de variação dos preços, não é significativa, e não explica a contento, a variação dos salários. Mais uma vez a inclusão da variável "dummy" modifica bastante os resultados, fazendo com que os preços ganhem em significância e poder explicativo. Assim, evidencia-se o fato de que a influência dos preços nos períodos 1950/64 e 1965/71 é diferente.

No período 1965/71, com a política salarial implantada, o que se observa é uma compressão bastante forte dos salários, tornando a distância entre esses e a variação do nível de preços muito grande. Vejamos. As normas da política salarial, após 1964, diziam como deveriam ser concedidos os reajustes. Inicialmente, a preocupação seria reestabelecer o salário médio real dos últimos vinte e quatro meses anteriores ao mes de reajustamento. A taxa de aumento da produtividade deveria incidir sobre o salário real médio como também o resíduo inflacionário, que seria a metade da inflação prevista pelo governo. Finalmente, os reajustes deveriam ser feitos com um intervalo de um ano.

Entretanto, essas normas foram modificadas e, em 1965, o resíduo inflacionário foi excluído, retornando para os

cálculos em 1966 e a taxa de produtividade só seria considerada a partir de julho de 1966.

Segundo Lívio de Carvalho, se as normas houvessem sido seguidas satisfatoriamente, a situação dos salários não teria sido tão séria.

Para ele, muitas foram as causas de compressão, tais como: a taxa de aumento da produtividade só começou a ser realmente paga a partir dos reajustes de salário mínimo em 1968. Mesmo assim, de 1968 a 1972, a taxa de aumento da produtividade conserva-se a uma grande distância da taxa de aumento do PIB per capita (Ver Tabela XIII) e a explicação situa-se no fato de que os aumentos de produtividade deveram-se aos fatores capital e mão-de-obra e não somente ao último. Um outro motivo seria a diferença entre taxas previstas e efetivas da inflação o que causava uma subavaliação do resíduo a ser incorporado ao reajuste salarial (Ver Tabela XIV). Assim, concluiu, o salário mínimo real em consequência de todas as distorções apontadas anteriormente perdeu substância, de modo persistente, entre 1964 e 1967 e, de modo mais brando, entre 1968 e 1971. (Ver Tabela XV).

Dessa feita, tais explicações fundamentam o fato de que preços e salários, realmente, não tiveram boa correlação no período 1965/71. Sobre isso, afirmou Werner Baer: "A política governamental fez com que os aumentos salariais se realizassem com uma decolagem em relação aos aumentos de preços, causando assim reduções substanciais no poder de compra real dos trabalhadores."<sup>64</sup>

Quanto ao outro período, a situação é substancialmente diferente, uma vez que o período é tomado exatamente

---

<sup>64</sup>Baer, Werner - A industrialização e o desenvolvimento econômico do Brasil - 2ª edição - F.G.V., Rio, GB, 1975, pag. 191/192.

no surgimento de uma nova dinâmica sindical, garantindo aos salários a possibilidade de acompanhamento ao nível de preços, pelo menos, até 1961. Como se sabe, apesar das constantes reivindicações, há a perda do salário a partir desse ano. Assim, é bem mais viável que o aumento da significação dos preços, com a inclusão de uma "dummy", seja devido ao período 1950/64.

Esse raciocínio desenvolvido agora explica um fato da maior importância. Para a nossa estrutura econômica, com o relacionamento preços e salários acima definido, não é indiferente a especificação de uma relação de Phillips, utilizando como variável explicativa taxa de variação dos preços ou taxa de variação dos salários. Dessa feita, não é viável para que se obtenha um resultado correto da implicação do desemprego sobre os salários, utilizar-se alternativamente, preços. Isso ficou bem claro para o período 1965/71. Entretanto, para o período 1950/64, é possível que fosse indiferente à metodologia utilizada. Caso contrário, a análise feita na segunda parte, envolvendo taxa de inflação e desemprego, tenderia a explicar com maior exatidão, a formação da taxa inflacionária para o período 1950/64 e só remotamente uma relação de Phillips.

Podemos acrescentar, ainda, com base nos testes feitos para o período 1950/64, que tendo sido o coeficiente de realimentação a unidade, poderemos fundamentar a afirmativa de que o modelo de aceleração definido por Lemgruber seria válido para esse período. Tal alternativa viria a combinar com a conclusão obtida por Ekerman.

Quanto ao período restante, o distanciamento das condições existentes na economia, das necessárias para a existência de uma relação de Phillips, é cada vez maior.

A segunda parte do trabalho apresentou resultados satisfatórios. O componente autônomo, no entanto, não apresentou comprovação para seus valores previstos. Durante o primeiro período, 1950/64, não houve possibilidade de aceitarmos a hipótese de que o componente autônomo tenha sido inflacionário

( $a > 0$ ) e na segunda, a hipótese de que fosse deflacionário ( $a < 0$ ). As características da política anti-inflacionária implantada após-64 dão chance para a permanência da inflação, uma vez que muitas correções foram feitas. Assim, a hipótese de que "a", ou seja, o componente autônomo seja deflacionário, em termos práticos, não é muito viável. "Durante o longo período inflacionário dos anos 50 e início dos anos 60, os preços controlados pelo Governo não tinham permissão para se elevar na mesma taxa do índice geral de preços. Isso introduziu sérias distorções de preços. Parte do Programa de estabilização consistiu na elevação dos preços dos setores em atraso (alimentos, combustíveis, serviços públicos, aluguéis). Esta medida teve um impacto inflacionário de curto prazo que é chamado inflação corretiva."<sup>65</sup>

BCME-BIBLIOTECA

Em todos os testes, a hipótese aceita é de que o componente autônomo tenha sido nulo ( $a = 0$ ). Tal resultado não deixa de ser surpreendente apesar das características desse componente. O fato é que os testes realizados prestam-se, principalmente, para a análise do comportamento de componente de realimentação (b). A idéia de que, no período onde a inflação era crescente e crônica, tal componente fosse igual a 1 (um), foi aceita. Admitindo a possibilidade de transformar o modelo de realimentação num modelo de aceleração, teríamos, então, que o possível "trade-off" sugerido para o período 1950/64, seria entre a taxa de aceleração da inflação e desemprego e não entre taxa de inflação e desemprego. Quanto ao segundo período, o coeficiente de realimentação mostrou ter diminuído sua influência na formação da taxa inflacionária, o que esperávamos, em função da política anti-inflacionária implantada.

Com as considerações feitas, deixamos clara a rejeição da hipótese de existência de uma relação de Phillips para o Brasil, no período 1950/70. Quanto à hipótese adicional,

---

<sup>65</sup>Baer, Werner, op. cit. pag. 197

das diferenças entre os períodos, foi aceita com alguma evidência, para uma melhor definição das variáveis taxas de variação dos salários e nível de desemprego, no período 1950/64, mas sem meios para garantirmos a ocorrência da relação de Phillips. Esses pontos foram discutidos nas duas primeiras partes do trabalho.

A rejeição da nossa hipótese principal ainda permite discussões. Um ponto crítico para a nossa estrutura econômica é a coexistência de desemprego involuntário, friccional e sub-emprego. Essa última categoria é de importância bastante relevante sem, no entanto, ter sido considerada na curva de Phillips, pela própria formação dessa relação. O problema "sub-emprego" gera então distorção na realidade do desemprego brasileiro, permitindo baixas percentagens de desemprego aberto. Tomando o caso específico da região Nordeste, segundo informações do Censo Demográfico de 1970, era de 4,7% da força de trabalho urbana que se encontrava desocupada. Não resta dúvida que é muito baixo esse valor para uma região com as características nordestinas. A explicação, no entanto, é dada pelo Prof. José Hamilton Gondim Silva.<sup>66</sup> "A justificativa geralmente apresentada para este baixo nível de desemprego urbano segue a seguinte linha: Em uma sociedade pobre, sendo o acúmulo de poupança privada baixo e não havendo amparo social para os desempregados, poucos poderão se dar ao luxo de se encontrar em situação total de desemprego (sem auferir renda alguma). Para garantir a sobrevivência, o indivíduo é "forçado" a se engajar em algum tipo de trabalho, por uma renda, às vezes, irrisória". Aliado a isso, a inexistência de organização trabalhista, é quase impossível pensarmos que desempregados terão força para modificar salários.

---

<sup>66</sup> Silva, José Hamilton Gondim e outros - Sub-utilização de Recursos Humanos em Áreas Urbanas Marginais Seleccionadas do Nordeste do Brasil. Fortaleza, CAEN/UFC, 1975. Mimeografado.

Continuando nessa linha de explicação, a fixação institucional de salário mínimo implica em um não funcionamento espontâneo de mercado, o que se constitui em outro ponto crítico, reduzindo as possibilidades de viabilidade da relação analisada. A importância dada ao salário mínimo tem suas justificativas. "A relevância do mínimo decorre não somente do fato de que constitui a remuneração de ponderável parcela dos assalariados brasileiros, como também porque, em relação a ele, são estabelecidos um sem número de salários da mão-de-obra não e semi-especializada. Mesmo nos estados brasileiros mais desenvolvidos, a relevância do mínimo é indiscutível. Em São Paulo, 38% dos empregados nas indústrias ganham até 1,4 vezes o maior salário mínimo do Estado em 1969. No mesmo ano, esta percentagem eleva-se para 55% e 85% se considerarmos, respectivamente, os salários até 1,9 e até 3 vezes o maior salário mínimo do Estado."<sup>67</sup> Acrescentamos a tais esclarecimentos, a informação dada pelo DIESSE - Departamento Inter-Sindical de Estatística e Estudo Sócio-Econômico, de que segundo o CENSO de 1970, cerca de 60% da população brasileira ganhava o salário mínimo ou menos.

BCME-BIBLIOTECA

A existência do salário mínimo ainda explicaria, em parte, a baixa correlação existente entre preços e salários, no período 1965/71, pelo fato de ser tomado como base para uma série de reajustamentos, tais como: cálculo das prestações de compra de casa própria, aluguéis, multas de trânsito e outras, o que o distancia ainda mais do comportamento dos preços. A desvinculação do mínimo desses reajustes, permitiria uma maior possibilidade de acompanhamento dos preços. Ainda, segundo o DIESSE, para que fosse restabelecido o valor real do mínimo vigente em 1958, o atual deveria sofrer aumento de 227%. Assim, é indiscutível a impossibilidade de utilizarmos, alternativamente, preços ou salários numa relação de Phillips para o Bra

---

<sup>67</sup>Carvalho, Lívio W.C. de - op. cit.



BCME-BIBLIOTECA

sil, após 1964.

Finalmente, podemos dizer que Galbraith<sup>68</sup> lembra que os EE.UU. para o qual existiria uma relação definida entre salários e desemprego, no momento, não consegue, através de medidas de política econômica, estabelecer trocas eficientes uma vez que inflação e desemprego andam de mãos dadas. Na Grã-Bretanha, berço da relação de Phillips, os 5 1/2% de desempregados que manteriam os preços estáveis, escaparam das mãos dos dirigentes ingleses e o que se tem é uma taxa de crescimento de preços de 20% para um número proibitivamente alto de desempregados.

O que não há dúvida no final dessa análise, é que para trabalhar-se com uma relação de Phillips torna-se realmente preciso seguir o conselho de Bronfenbrenner: "Aplicar com muito cuidado."

---

<sup>68</sup>Galbraith, John Kenneth - Economia, paz e humor - Editora Artenova S/A - Rio, GB, 1972 - cap. 5.

TABELA I

Brasil. Setor Industrial  
 Emprego estimado ( $E^+$ ) - Emprego observado (E) - Número de de  
 empregados ( $E^+ - E$ )

ANO	$E^+$	E	( $E^+ - E$ )
1950	1.362.593	1.362.593	....
1951	1.402.699	1.358.311	44.388
1952	1.442.805	1.354.030	88.775
1953	1.482.911	1.471.393	11.518
1954	1.523.016	1.523.016	....
1955	1.581.682	1.561.125	20.557
1956	1.640.348	1.541.584	98.764
1957	1.699.014	1.464.459	234.555
1958	1.757.680	1.580.956	176.724
1959	1.816.346	1.799.376	16.970
1960	1.875.012	1.796.837	78.175
1961	1.933.678	1.894.590	39.088
1962	1.992.344	1.992.344	....
1963	2.040.203	1.855.905	184.298
1964	2.084.062	1.906.651	177.411
1965	2.129.921	1.895.551	234.370
1966	2.175.780	2.039.811	135.969
1967	2.261.639	2.164.947	56.692
1968	2.267.499	2.267.499	....
1969	2.268.355	2.096.955	171.400
1970	2.269.211	2.098.863	170.348
1971	2.270.066	2.270.066	....

FONTE: Anuário Estatístico (A.E.)  
 Composição do Setor Industrial: Indústria de Transformação e Indústria Extrativa de Produtos Minerais e Vegetais.

OBS.: Em função da metodologia empregada existem anos nos quais o número de desempregados é Zero.

TABELA II

## Brasil. Setor Industrial

Percentagem de Desemprego (u) - Taxa de Variação do Salário Nominal Médio Anual ( $\dot{w}$ ) - Taxa de Variação de Desemprego ( $\dot{u}$ )

BCME - BIBLIOTECA

ANO	u	$\dot{w}$	$\dot{u}$
1950	0,000000	0,6840342	1,000000
1951	0,031644	0,2700367	0,666656
1952	0,061529	0,1398900	- 1,540625
1953	0,007767	0,3267071	- 1,000000
1954	0,000000	0,2226215	1,000000
1955	0,012996	0,3034275	1,310867
1956	0,060209	0,2514099	0,814781
1957	0,138053	0,1576972	- 0,281266
1958	0,100543	0,3148053	- 1,649550
1959	0,009342	0,0600357	1,286562
1960	0,041693	1,0559047	- 0,666655
1961	0,020214	0,4631963	- 1,000000
1962	0,000000	0,9281970	1,000000
1963	0,090333	0,8643218	- 0,038080
1964	0,085127	0,5310928	0,276647
1965	0,110036	0,3814597	- 0,531410
1966	0,062492	0,2212803	- 0,822968
1967	0,025066	0,2912274	- 1,000000
1968	0,000000	0,4845790	1,000000
1969	0,075561	0,1517766	- 0,006156
1970	0,075069	0,2780380	- 1,000000

## TABELA III

## Brasil. Setor Industrial

Percentagem de Desemprego (u) - Taxa de Variação de Salário Nominal Médio Anual (w) - Taxa de Variação de Desemprego (û)

SCME-BIBLIOTECA

ANOS	u	w	û
1951	0,0316447	0,2700367	0,6666566
1952	0,0615294	0,1398900	- 1,5406259
1953	0,0077671	0,6220607	0,5636165
1955	0,0129969	0,3034275	1,3108613
1956	0,0602091	0,2514099	0,8147810
1957	0,1380536	0,1576972	- 0,2812661
1958	0,1005438	0,3148053	- 1,6495503
1959	0,0093429	0,0600357	1,2865626
1960	0,0416930	1,0559047	- 0,6666552
1961	0,0202143	1,8213320	1,3000814
1963	0,0903331	0,8643218	- 0,0380803
1964	0,0851275	0,5310928	0,2766470
1965	0,1100369	0,3814597	- 0,5314104
1966	0,0624920	0,2212803	- 0,8229688
1967	0,0250667	0,9169300	1,0058046
1969	0,0755613	0,1517761	- 0,0061565
1970	0,0750692	0,2780380	- 1,0000000

TABELA IV

Brasil. Taxa de Variação de Salário ( $\dot{w}$ ) - Percentagem (u) e Taxa de Variação de Desemprego ( $\dot{u}$ )

BCME-BIBLIOTECA

REGIÃO	TRIM	ANO	$\dot{w}$	u	$\dot{u}$
RI	1º/2º	1968	0,0000000	0,0532516	- 0,2123893
	2º/3º		0,0068014	0,0407322	- 0,1797752
	3º/4º		0,1184955	0,0332422	- 0,0684931
	4º/1º		1969	- 0,0078529	0,0306997
	1º/2º	0,0516963		0,0232134	0,0196078
	2º/3º	0,0357008		0,0233079	0,1730769
	3º/4º	0,0939548		0,0268722	0,2786885
	4º/1º	1970	0,0470575	0,0785525	0,1025641
RII	1º/2º	1968	0,0000000	0,0604380	- 0,1926605
	2º/3º		0,0112710	0,0474137	- 0,2500000
	3º/4º		0,0571302	0,0350225	- 0,2045454
	4º/1º		1969	0,2608085	0,0274366
	1º/2º	0,0322153		0,0379362	0,1333333
	2º/3º	- 0,0022729		0,0425000	0,0470588
	3º/4º	0,0718499		0,0426449	- 0,0898876
	4º/1º	1970	0,0728922	0,0387931	- 0,0679012
RIII	1º/2º	1968	0,0000000	0,0925332	- 0,4207920
	2º/3º		0,0473517	0,0525134	0,1367521
	3º/4º		0,0568520	0,0583333	- 0,1654135
	4º/1º		1969	0,1548235	0,0486842
	1º/2º	0,0730668		0,0466252	- 0,2571428
	2º/3º	0,0455184		0,0337516	0,8076923
	3º/4º	0,0698327		0,0568548	- 0,1843971
	4º/1º	1970	0,0830160	0,0458167	0,0695652
RIV	1º/2º	1968	0,0000000	0,1224489	- 0,2373737
	2º/3º		0,1618527	0,0885630	- 0,2450331
	3º/4º		0,0983634	0,0640449	- 0,0701754
	4º/1º		1969	0,0525881	0,0618797
	1º/2º	0,0505485		0,0660324	- 0,1355932
	2º/3º	0,0359007		0,0554951	- 0,0490196
	3º/4º	0,0509496		0,0513227	0,1134020
	4º/1º	1970	0,1063338	0,0595369	0,1203703
RV	1º/2º	1968	0,1003060	0,1118268	- 0,6390297
	2º/3º		0,1002225	0,1133155	- 0,6389977
	3º/4º		0,3822870	0,0905245	- 0,1401869
	4º/1º		1969	- 0,0330807	0,0719030
	1º/2º	0,0856664		0,0734929	- 0,0505617
	2º/3º	0,0380345		0,0724078	- 0,0769230
	3º/4º	0,0725624		0,0631067	- 0,0192307
	4º/1º	1970	0,0561169	0,0601178	0,0522875

FONTE: Dados obtidos através da manipulação das informações fornecidas pelo PNAD - IBGE.

NOTA DA TABELA IV

- RI - Rio de Janeiro  
Guanabara
- RII - São Paulo
- RIII - Santa Catarina  
Rio Grande do Sul  
Paraná
- RIV - Espírito Santo  
Minas Gerais
- RV - Maranhão  
Piauí  
Rio Grande do Norte  
Paraíba  
Pernambuco  
Alagoas  
Sergipe  
Bahia  
Ceará

BCME - BIBLIOTECA

TABELA V

Variáveis do Modelo de Covariância a partir dos Dados do PNAD  
no período 1968/70

$Y_{it}$	$V_{it}$	$Z_{2t}$	$Z_{3t}$	$Z_{4t}$	$Z_{5t}$	$T_{i2}$	$T_{i3}$	$T_{i4}$	$T_{i5}$	$T_{i6}$	$T_{i7}$	$T_{i8}$
$Y_{11}$	$V_{11}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Y_{12}$	$V_{12}$	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
$Y_{13}$	$V_{13}$	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
$Y_{14}$	$V_{14}$	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
$Y_{15}$	$V_{15}$	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
$Y_{16}$	$V_{16}$	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
$Y_{17}$	$V_{17}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
$Y_{18}$	$V_{18}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
$Y_{21}$	$V_{21}$	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Y_{22}$	$V_{22}$	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
$Y_{23}$	$V_{23}$	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
$Y_{24}$	$V_{24}$	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
$Y_{25}$	$V_{25}$	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
$Y_{26}$	$V_{26}$	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
$Y_{27}$	$V_{27}$	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
$Y_{28}$	$V_{28}$	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
$Y_{31}$	$V_{31}$	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Y_{32}$	$V_{32}$	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
$Y_{33}$	$V_{33}$	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
$Y_{34}$	$V_{34}$	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0
$Y_{35}$	$V_{35}$	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0

(Continua)

TABELA V (Continuação)

$Y_{it}$	$V_{it}$	$Z_{2t}$	$Z_{3t}$	$Z_{4t}$	$Z_{5t}$	$T_{i2}$	$T_{i3}$	$T_{i4}$	$T_{i5}$	$T_{i6}$	$T_{i7}$	$T_{i8}$
$Y_{36}$	$V_{36}$	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0
$Y_{37}$	$V_{37}$	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0
$Y_{38}$	$V_{38}$	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
$Y_{41}$	$V_{41}$	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
$Y_{42}$	$V_{42}$	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0
$Y_{43}$	$V_{43}$	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0
$Y_{44}$	$V_{44}$	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0
$Y_{45}$	$V_{45}$	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0
$Y_{46}$	$V_{46}$	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0
$Y_{47}$	$V_{47}$	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0
$Y_{48}$	$V_{48}$	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
$Y_{51}$	$V_{51}$	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
$Y_{52}$	$V_{52}$	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
$Y_{53}$	$V_{53}$	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0
$Y_{54}$	$V_{54}$	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0
$Y_{55}$	$V_{55}$	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
$Y_{56}$	$V_{56}$	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0
$Y_{57}$	$V_{57}$	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0
$Y_{58}$	$V_{58}$	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1

$Y_{it}$  = taxa de variação dos salários médios nominais na região  $i$ , no período  $t$

$V_{it}$  = nível de desemprego na região  $i$ , no período  $t$ .



TABELA VI  
Brasil. Salários Mínimos para as Regiões Definidas pelo PNAD

Cr\$ ...

PERÍODOS REGIÕES	Mar.66	Mar.67	Mar.68	Mai 69	Mai 70	Mai 71	Mai 72
	a Fev.67	a Mar.68	a Abr.69	a Abr. 70	a Abr. 71	a Abr.72	72
Iª REGIÃO GUANABARA, RIO DE JANEIRO	84,00	105,00	129,60	156,00	187,20	225,60	268,80
IIª REGIÃO SÃO PAULO	84,00	105,00	129,60	156,00	187,20	225,60	268,80
IIIª REGIÃO PARANÁ, SANTA CATARINA, RIO GRANDE DO SUL	76,50	95,63	117,60	141,60	170,40	208,80	249,60
IVª REGIÃO <sup>+</sup> MINAS GERAIS E ESPÍRITO SANTO	73,50	91,87	112,80	136,80	166,80	201,60	247,20
Vª REGIÃO MARANHÃO, PIAUI, CEARÁ, R.G. NORTE, PARAÍBA, PERNAMBUCO, ALAGOAS, SERGIPE E BAHIA	54,00	67,50	83,74	103,20	129,07	156,00	187,74
VIª REGIÃO DISTRITO FEDERAL	81,00	101,25	124,80	148,80	177,60	216,00	268,80
VIIª REGIÃO AMAZONAS, ACRE, PARÁ, AMAPÁ, RORAIMA, RONDONIA, GOIAS E MATO GROSSO	62,25	77,81	95,40	114,60	136,80	172,80	206,40

FONTE: ANUÁRIO ESTATÍSTICO - 1972

<sup>+</sup> - O valor do salário correspondente a essa região foi obtido através da soma dos valores referentes a cada estado, uma vez que a formação do PNAD não corresponde com a região usada para a determinação oficial de salário mínimo.

TABELA VII

Brasil. Número de Desempregados por Região

BCME-BIBLIOTECA

TRIMESTRE/ANO		REGIÃO				
		I	II	III	IV	V
1968	1º	113.000	218.000	202.000	198.000	244.214
	2º	89.000	176.000	117.000	151.000	228.608
	3º	73.000	132.000	133.000	114.000	214.000
	4º	68.000	105.000	111.000	106.000	184.000
1969	1º	51.000	150.000	105.000	118.000	178.000
	2º	52.000	170.000	78.000	102.000	169.000
	3º	61.000	178.000	141.000	97.000	156.000
	4º	78.000	162.000	115.000	108.000	153.000
1970	1º	86.000	151.000	123.000	121.000	161.000

FONTE: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - IBGE

TABELA VIII

Capacidade e Consumo de Energia Elétrica-"Proxi" para o Desemprego

ANO	(A)	(B)	(C)	(A) / (B)
1952	1.984,201	8.513,318	85	0,233070
1953	2.089,473	8.588,003	88	0,243301
1954	2.805,527	9.758,603	104	0,287492
1955	3.148,409	11.287,979	101	0,278916
1956	3.550,005	12.634,279	102	0,280982
1957	3.767,411	14.083,044	97	0,267513
1958	3.993,100	16.077,410	90	0,248367
1959	4.115,200	17.161,941	87	0,239786
1960	4.800,082	18.345,534	95	0,261648
1961	5.205,152	19.629,555	96	0,265169
1962	5.728,773	21.856,739	95	0,262105
1963	6.355,068	22.617,891	102	0,280975
1964	6.840,000	23.520,877	106	0,290805
1965	7.411,000	24.267,903	111	0,305382
1966	7.565,700	26.459,581	104	0,285934
1967	8.042,100	27.987,514	104	0,287345
1968	8.555,300	31.399,261	99	0,272468
1969	10.262,500	34.201,462	109	0,300060
1970	11.233,400	37.672,695	108	0,298180
1971	12.670,400	42.487,102	108	0,298210
1972	13.489,600	46.217,751	106	0,291870

FONTE: Itens A e B extraídos do trabalho de Raul Ekerman, já citado, no período 1952/66. No período restante, as in formações foram retiradas do Anuário Estatístico.

(A) = Capacidade Instalada de Energia Elétrica (mw)

(B) = Consumo de Energia Elétrica (mw/h)

(C) = Proxi para o Desemprego =  $\frac{(A)/(B)}{0,275218} \times 100$  onde

0,275218 é o valor médio das séries (A) / (B).

BCME-BIBLIOTECA

TABELA IX  
Atualização do Trabalho de Ekerman

ANO	$(P^*/P)_t$	(A)	(B)	(C)	$(P^*/P)_t - (P^*/P)_{t-1}^+$
1950	11,88	2,57	- 2,90	14,78	- 2,90
1951	14,95	3,07	0,50	14,43	0,50
1952	8,90	- 6,05	- 9,12	18,02	- 9,12
1953	18,55	9,65	15,70	2,85	15,70
1954	20,33	1,78	- 7,87	28,20	- 7,87
1955	16,60	- 3,73	- 5,51	22,11	- 5,51
1956	25,29	8,69	12,42	12,87	12,42
1957	11,77	-13,32	-22,21	33,98	-22,21
1958	16,22	4,45	17,97	- 1,75	17,97
1959	28,00	11,87	7,42	20,67	7,42
1960	25,56	- 2,53	- 8,40	33,96	- 8,40
1961	34,82	9,26	11,79	23,03	11,79
1962	49,16	14,34	5,08	44,08	5,08
1963	71,69	22,53	8,19	63,50	8,19
1964	90,77	19,08	- 3,45	94,22	- 3,45
1965	57,17	-33,60	-52,68	109,85	-52,68
1966	37,96	-19,21	14,39	23,57	14,39
1967	28,26	- 9,70	9,51	18,75	9,51
1968	24,22	- 4,04	5,66	18,56	5,66
1969	20,75	- 3,47	0,57	20,18	0,57
1970	19,79	- 0,96	2,51	17,28	2,51
1971	20,43	0,64	1,60	18,83	1,60
1972	16,97	- 3,46	- 4,10	21,07	- 4,10

FONTE: Idem, Tabela V

(A) =  $\Delta (P^*/P)_t = (P^*/P)_t - (P^*/P)_{t-1}$  = Velocidade da Taxa de Inflação

(B) =  $\Delta^2(P^*/P)_t = [(P^*/P)_t - (P^*/P)_{t-1}] - [(P^*/P)_{t-1} - (P^*/P)_{t-2}]$   
= Aceleração na Taxa de Inflação

(C) =  $(P^*/P)_t^+ = (P^*/P)_{t-1} + \Delta (P^*/P)_{t-1}$  = Taxa de Inflação Esperada.

TABELA X  
Taxas Semestrais de Inflação (R)

ANO	$R_t$	$R_{t-1}$	$R_{t-2}$
1950	0,0865	0,0368	-
1951	0,1150	0,0865	-
	0,0158	0,1150	-
1952	0,0859	0,0158	-
	0,0431	0,0859	-
1953	0,0620	0,0431	-
	0,1103	0,0620	-
1954	0,1461	0,1103	-
	0,1071	0,1461	-
1955	0,0691	0,1071	-
	0,0689	0,0691	-
1956	0,0927	0,0689	-
	0,1291	0,0927	-
1957	0,0718	0,1291	-
	0,0060	0,0718	-
1958	0,0636	0,0060	-
	0,1195	0,0636	-
1959	0,2111	0,1195	-
	0,1575	0,2111	-
1960	0,1234	0,1575	-
	0,1421	0,1234	-
1961	0,1570	0,1421	-
	0,4413	0,1570	-
1962	0,0517	0,4413	-
	0,2177	0,0517	-
1963	0,3907	0,2177	-
	0,3000	0,3907	-
1964	0,4542	0,3000	-
	0,3173	0,4542	-
1965	0,2944	0,3173	-
	0,1329	0,2944	-
1966	0,2059	0,1329	-
	0,1567	0,2059	-
1967	0,1401	0,1567	0,2059
	0,0983	0,1401	0,1567
1968	0,1194	0,0983	0,1401
	0,1133	0,1194	0,0983
1969	0,0838	0,1133	0,1194
	0,1104	0,0838	0,1133
1970	0,0845	0,1104	0,0838
	0,1055	0,0845	0,1104

( Continua )

TABELA X (Continuação)

ANO	$R_t$	$R_{t-1}$	$R_{t-2}$
1971	0,0954	0,1055	0,0845
	0,0946	0,0954	0,1055
1972	0,0830	0,0946	0,0954
	0,0702	0,0830	0,0946
1973	0,0746	0,0702	0,0830
	0,0694	0,0746	0,0702

FONTE: A partir de índices de preços fornecidos pela Fundação Getúlio Vargas.  
 Conjuntura Econômica - FGV - Vol. 27 - nº 12 - Dez./1973.

FCME-BIBLIOTECA

TABELA XI  
Taxas Anuais de Inflação (R)

---

ANO	(R)
1949	0,070960
1950	0,111111
1951	0,165137
1952	0,118110
1953	0,147887
1954	0,269938
1955	0,164251
1956	0,199170
1957	0,141868
1958	0,130303
1959	0,378016
1960	0,291828
1961	0,370481
1962	0,516483
1963	0,753623
1964	0,904958
1965	0,568329
1966	0,380359
1967	0,282565
1968	0,242187
1969	0,207547
1970	0,197916
1971	0,204347
1972	0,169675
1973	0,151234

---

## TABELA XII

## Taxas Trimestrais de Inflação

ANO	TAXA DE INFLAÇÃO (R)
	0,07573
1967	0,06194
	0,04512
	0,04058
	0,06834
1968	0,06616
	0,04927
	0,05100
	0,03885
1969	0,03549
	0,06320
	0,05435
	0,03541
1970	0,03886
	0,05991
	0,04377
	0,04193
1971	0,05716
	0,04791
	0,03401
	0,04534
1972	0,03797
	0,03655
	0,03024
	0,03719
1973	0,03870
	0,02997



TABELA XIII

Taxas de Aumento da Produtividade para Fins de Cálculo dos Reajustes Salariais (A) Aumento do PIB Per Capita (B)

ANO	A (%)	B (%)
1964	-	0,0
1965	-	0,0
1966	-	2,2
1967	2	1,9
1968	2	6,2
1969	3	5,9
1970	3,5	6,4
1971	3,5	8,2
1972	3,5	7,5 (+)

FONTE: (A) Escritório de Estatística e Estudos Econômicos do Tribunal Superior do Trabalho;

(B) Conjuntura Econômica, Vol. 26, Novembro de 1972, pag. 1 da Separata. (+) estimativa preliminar com base numa taxa de crescimento do PIB de 10,4% e uma taxa de crescimento da população igual a 2,9% (ver Conjuntura Econômica, Vol. 27, Fevereiro de 1973, pag. 6).

OBS.: Apud, Carvalho, Lívio W.R. de, op. cit.

**BCME-BIBLIOTECA**

## TABELA XIV

Resíduo Inflacionário e Aumento do Índice de Custo de Vida  
na Guanabara (1964/1973)

PERÍODO	PREVISTO (%) (1)	CUSTO DE VIDA (%) (2)
Jul.64 a Jul.65	25	74,3
Ago.65 a Dez.65	0	9,4
Jan.66 a Jul.66	10	28,6
Ago.66 a Jul.67	10	30,4
Ago.67 a Jul.68	15	21,1
Ago.68 a Jul.69	15	21,1
Ago.69 a Jul.70	13	22,1
Ago.70 a Jul.71	12	21,4
Ago.71 a Jul.72	12	16,3
Ago.72 a Jul.73	12	13,5 (+)

FONTE: (1) Tribunal Superior do Trabalho

(2) Conjuntura Econômica - Vol. 26 - Nov. 1972 e Vol. 27, Maio de 1973.

(1) Estimativa baseada na previsão do aumento do índice de custo de vida para os meses de maio, junho e julho de 1973 como igual à taxa média mensal para o período agosto de 1972 a abril de 1973 (1% ao mes).

OBS.: Apud, Carvalho, Lívio W.R. de, op. cit.

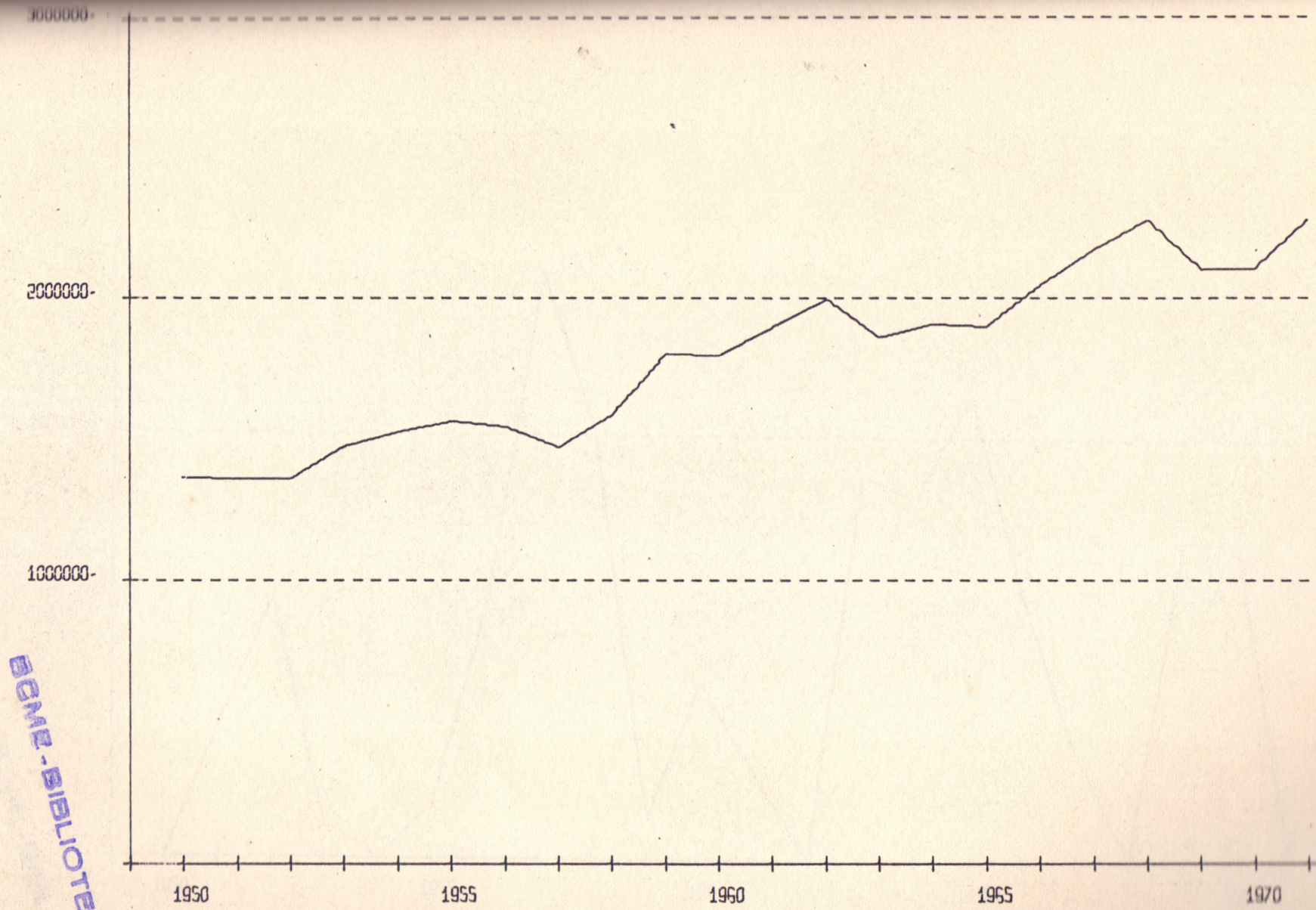
TABELA XV

Salário Mínimo Real na Guanabara - (Índice) 1950/71

PERÍODO	ÍNDICE DE SALÁRIO (1952 = 100)
1950	38
1951	33
1952	100
1953	80
1954	132
1955	106
1956	139
1957	118
1958	151
1959	118
1960	141
1961	143
1962	127
1963	93
1964	120
1965	107
1966	94
1967	86
1968	86
1969	83
1970	81
1971	80

FONTE: Separata de Conjuntura Econômica - Vol. 26 - Nov. 1972  
 Salários deflacionários pelo índice de custo de vida da GB, da Fundação Getúlio Vargas.

OBS.: Apud, Carvalho, Lívio W.R. de, op. cit.

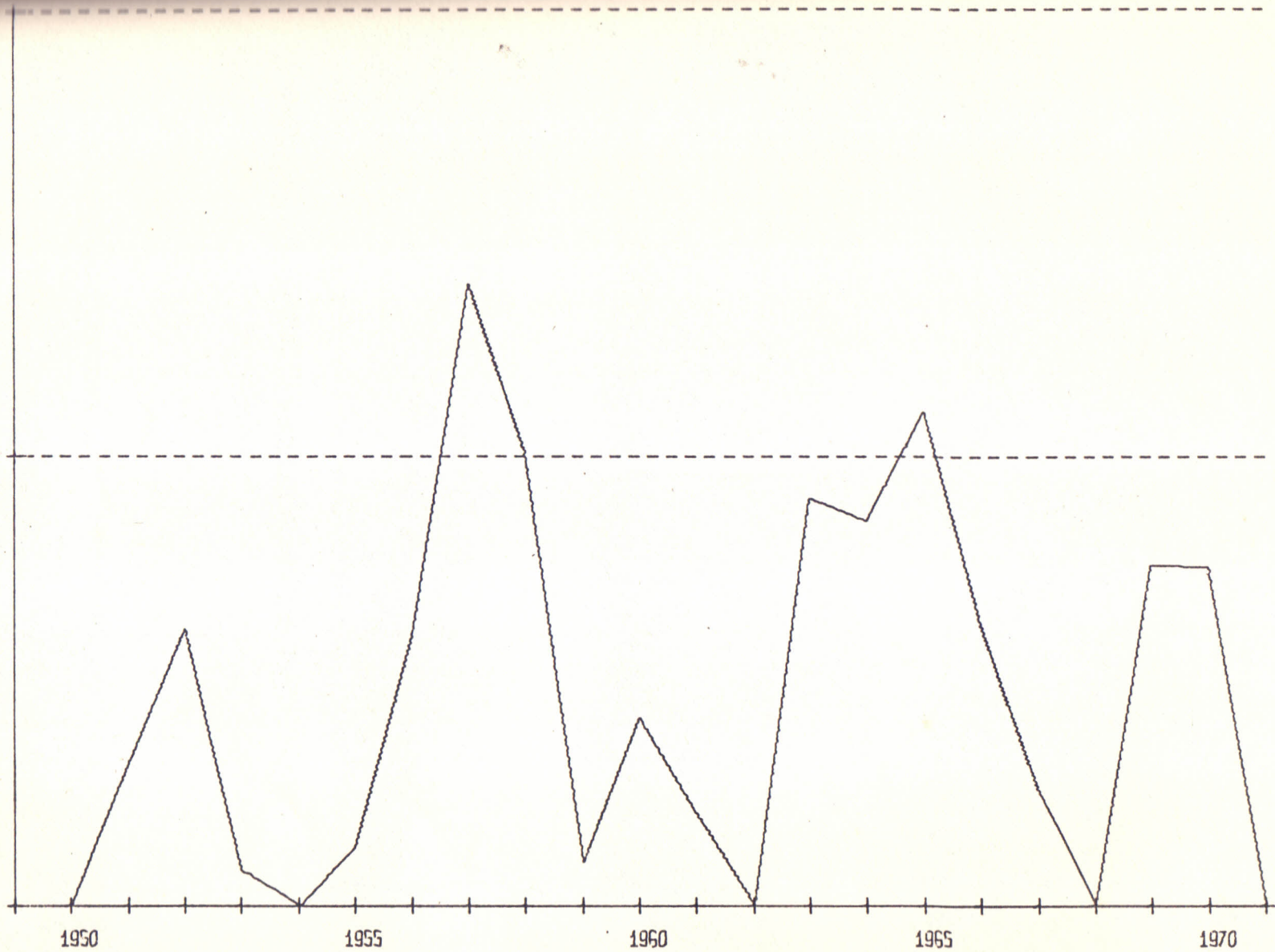


BIBLIOTECA

GRAFICO 04. EMPREGO - SETOR INDUSTRIAL (INDUSTRIA DE TRANSFORMACAO E EXTRATIVA DE PRODUTOS MINERAIS E VEGETAIS) 1950/1971  
 FONTE: IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA

0-200000

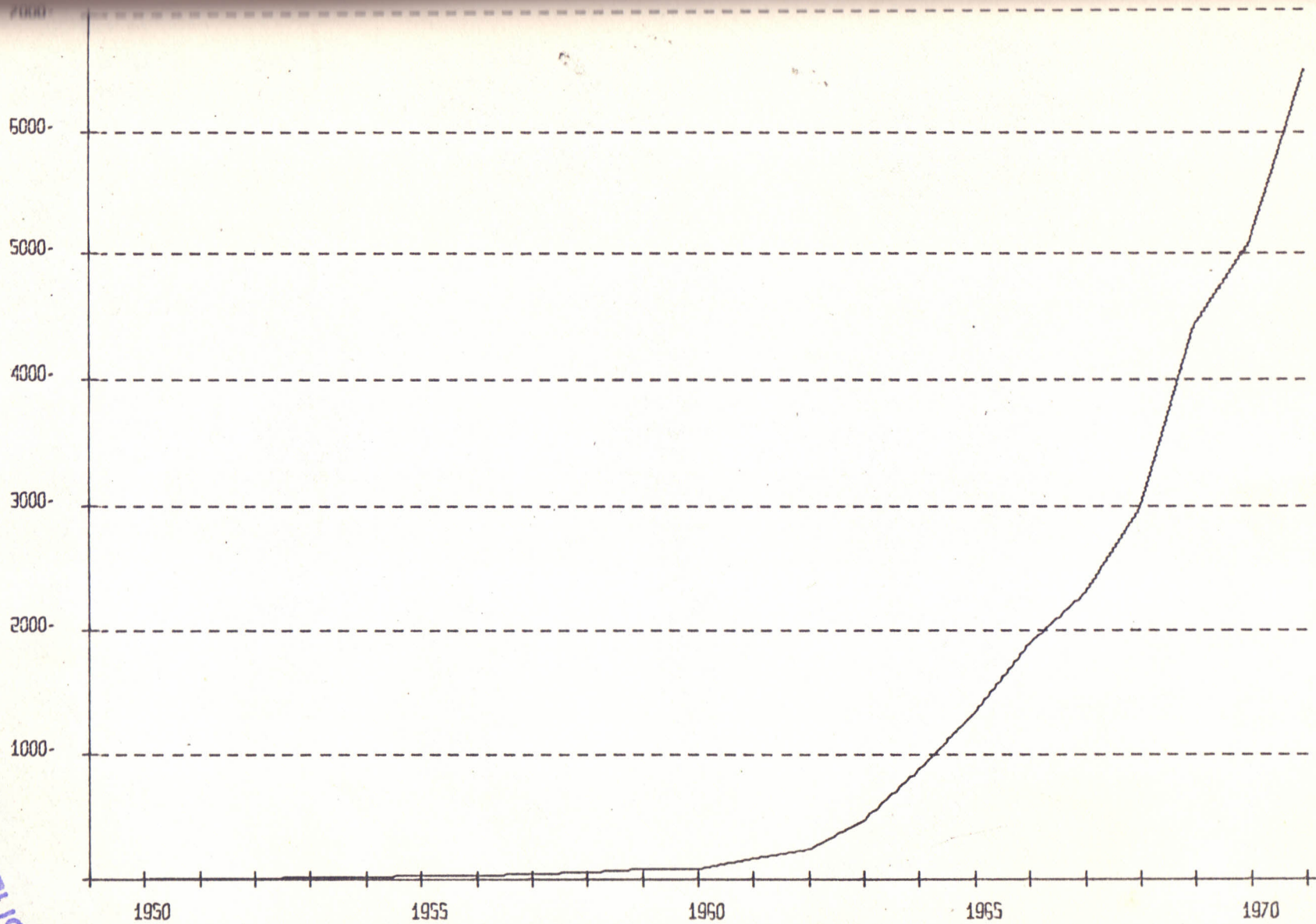
0-100000



BCME - BIBLIOTECA

GRAFICO 05. NIVEL DE DESEMPREGO - SETOR INDUSTRIAL 1950/1971

FONTE. IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA



BCME - BIBLIOTECA

GRAFICO 06. SALARIOS MEDIOS ANUAIS SETOR INDUSTRIAL 1950/1971

FONTE. IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA

BCME-BIBLIOTECA

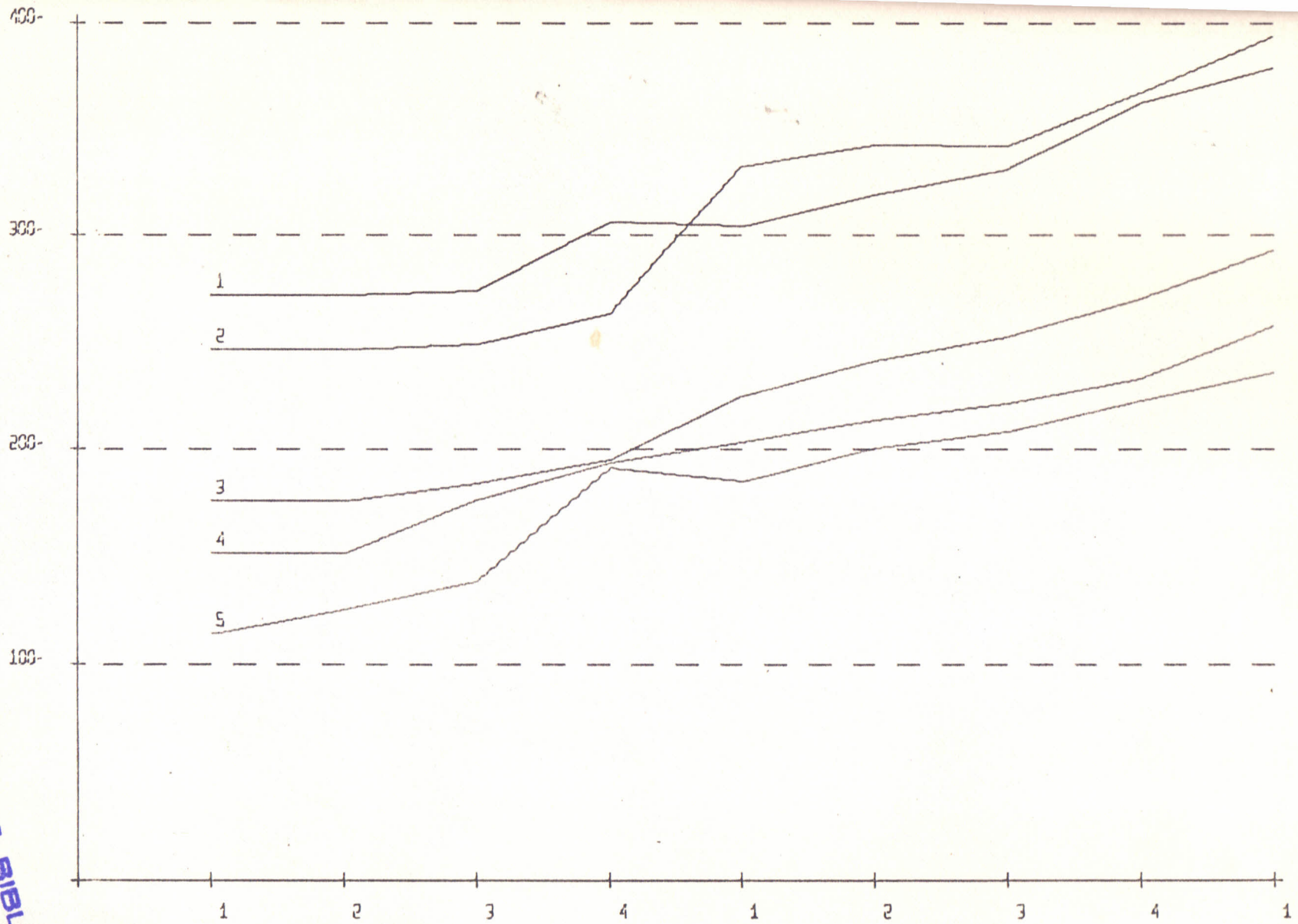
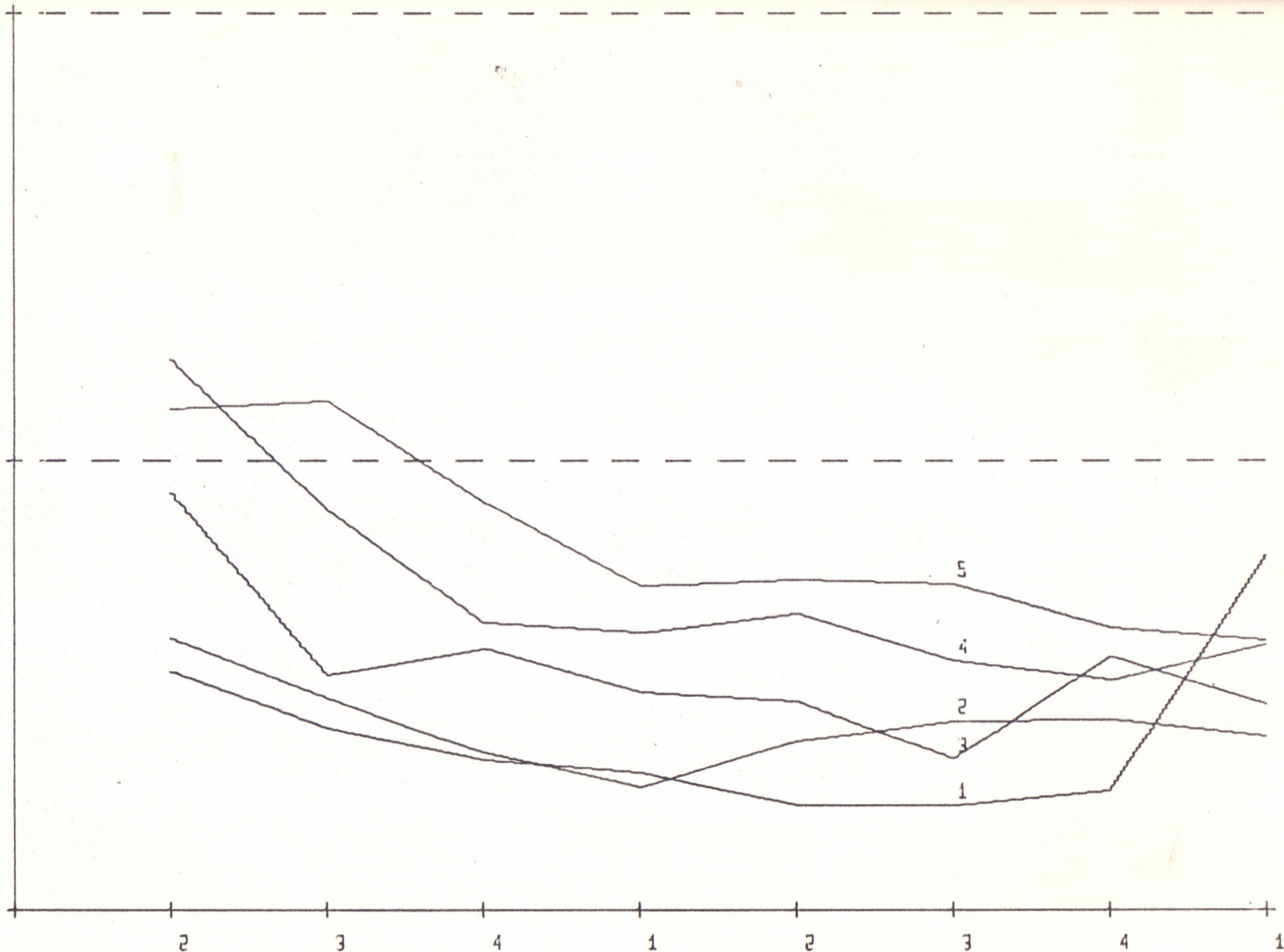


GRAFICO 07: SALARIOS NOMINAIS MEDIOS TRIMESTRAIS POR REGIAO 1968/1970

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICILIOS (P.N.A.D./IBGE)

0-200000

0-100000

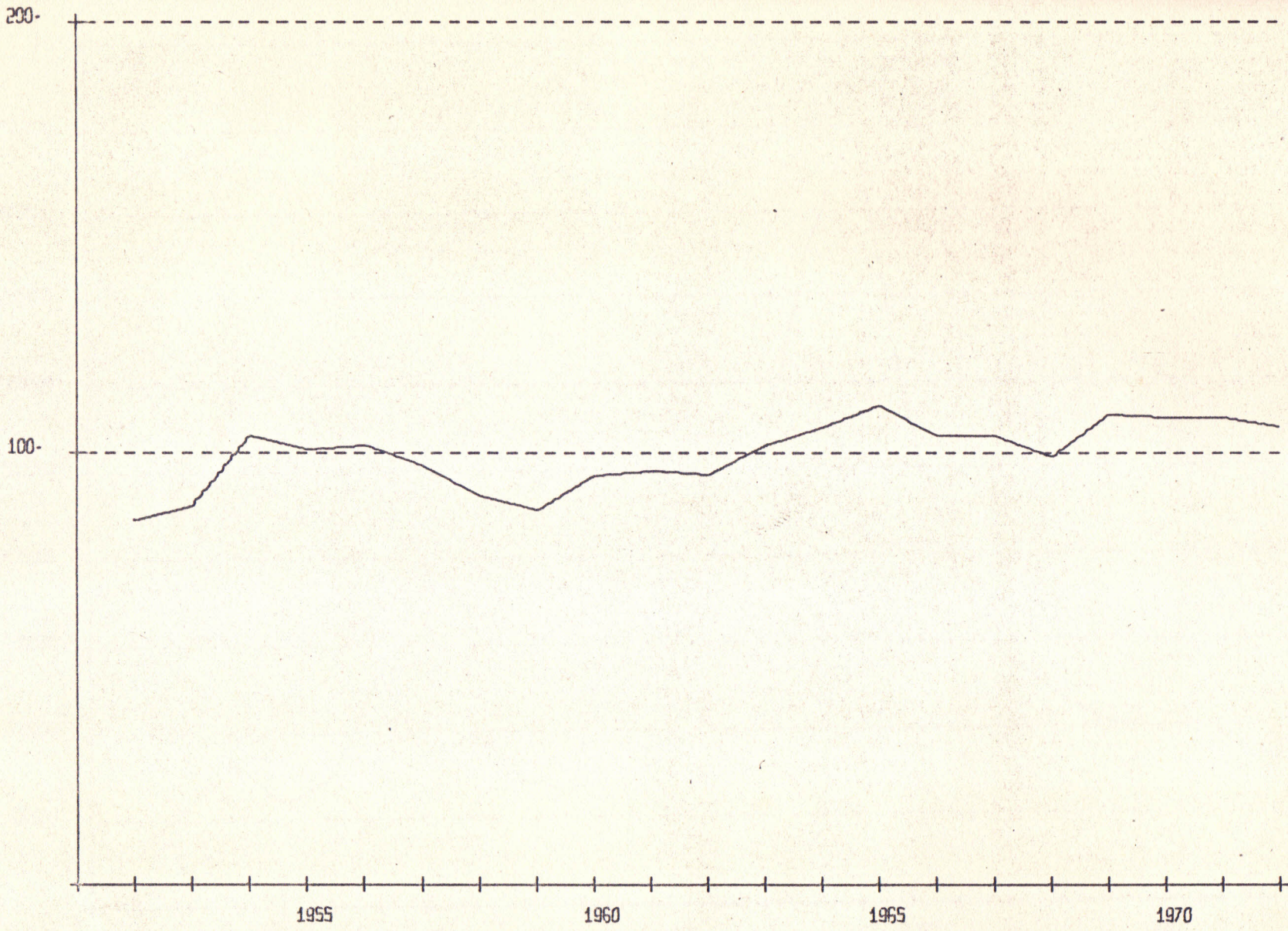


ACME-BIBLIOTECA

GRAFICO 08. NIVEL DE DESEMPREGO POR REGIAO (POR TRIMESTRE) 1968/1970

FONTE : PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICILIOS (P.N.A.D./IBGE)





BCME - BIBLIOTECA

GRAFICO 09. INDICES DE DESEMPREGO SEGUNDO METODOLOGIA DE RAUL EKERMAN 1952/1972

FONTE: EKERMAN, RAUL OP. CIT. (1950/1966) - ANUARIO ESTADISTICO (IBGE - 1967/1972)



GRAFICO 10. TAXAS ANUAIS DE INFLACAO (R) 1949/1973

FONTE: CONJUNTURA ECONOMICA, F.G.V. - VOL. 27, NUM. 12 - DEZ 1973

7 - BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

ACME-BIBLIOTECA

- 1 - BAER, Werner. A industrialização e o desenvolvimento econômico do Brasil. 2a.ed. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1975.
- 2 - BRANSON, William H. Macroeconomic theory and policy. New York, Harper & Row, 1972 p. 334-8.
- 3 - BRONFENBRENNER, Martin. Income distribution theory. Chicago, Aldine, 1971. p.284-90.
- 4 - CARVALHO, Lívio W.R. de. Princípios e aplicação da política salarial pós-1964. Brasília, Universidade de Brasília, 1973. Mimeo grafado.
- 5 - DANTAS, Antônio Luis Abreu. Distribuição de renda estadual no Brasil em 1970. Fortaleza, CAEN/UFC, 1974. Mimeo grafado.
- 6 - EKERMAN, Raul. Crescimento industrial, desemprego e o processo inflacionário no Brasil no período de 1950-1966. In: \_\_\_\_\_. Revista de Teoria e Pesquisa Econômica, vol.1, nº 2, 1970. São Paulo, Instituto de Pesquisas Econômicas da USP.
- 7 - GALBRAITH, John Kenneth. Economia, paz e humor. Rio de Janeiro, Artenova, 1972.

- 8 - GEORGESCU ROEGEN, Nicholas. O impasse da inflação estrutural e desenvolvimento equilibrado. In: \_\_\_\_\_. Revista Brasileira de Economia, vol. 26, nº 3, 1972. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas.
- 9 - HAMERMESH, Daniel S. Wage bargains, threshold effects and the Phillips curve. In: \_\_\_\_\_. The Quarterly Journal of Economics, vol. 84, nº 3, 1970.
- BCME-BIBLIOTECA**
- 10 - JOHNSTON, J. Métodos econométricos. São Paulo, Atlas, 1971.
- 11 - LEMGRUBER, Antonio Carlos. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. In: \_\_\_\_\_. Revista Brasileira de Economia, vol. 28, nº 3, 1974. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas.
- 12 - LERNER, Abba P. Inflação e depressão na década dos 70. In: \_\_\_\_\_. Revista Brasileira de Economia, vol. 24, nº 4, 1970. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas.
- 13 - LIPSEY, Richard G. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957; a further analysis. In: \_\_\_\_\_. Economics, vol. 27, nº 105, 1960.
- 14 - PHILLIPS, A.W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. In: \_\_\_\_\_. Economica, nov., 1958.

- 15 - O'BRIEN, F. S. e SALM, C. L. Desemprego e subemprego no Brasil. In: \_\_\_\_\_. Revista Brasileira de Economia, nº 4, 1970. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas.
- 16 - SHAPIRO, Edward. Análise macroeconômica. São Paulo, Atlas, 1972. cap. 21.
- 17 - SILVA, José Hamilton Gondim. Sub-utilização de recursos humanos. Fortaleza, CAEN/UFC, 1974. Mimeografado.
- 18 - SILVA, José Hamilton Gondim, OLIVEIRA, Aécio Alves de, EATON, Peter James, BARBOSA, Maria Cira de Melo Jorge. Sub-utilização de recursos humanos em áreas urbano-marginais selecionadas do Nordeste do Brasil. Fortaleza, CAEN/UFC, 1975. Mimeografado.
- 19 - SIMONSEN, Mário Henrique. Brasil 2002. Rio de Janeiro, APEC, 1972.
- 20 - ----. A experiência inflacionária brasileira. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1973. Mimeografado.
- 21 - ----. Inflação: gradualismo x tratamento de choque. Rio de Janeiro, APEC, 1970.
- 22 - ----. Política anti-inflacionária; a contribuição brasileira. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1973. Mimeografado.
- 23 - ----. Teoria do equilíbrio agregativo a curto prazo. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1973. Mimeografado.

24 - ----. TOBIN, James - Taxas de salário monetário e emprego. Fortaleza, CAEN/UFC, 1973. Mi meografado.

25 - WONNACOTT, Ronald J. e WONNACOTT, Thomas H. Econometrics. New York, John Wiley, 1970.

BCME-BIBLIOTEC

BCME-BIBLIOTEC

TIVO